

**AUFBAU EINES ÖKONOMETRISCHEN MODELLS
FÜR DIE DEUTSCHE VOLKSWIRTSCHAFT 1960—1974
NACH DER METHODE DER
ERWEITERTEN SCHRITTWEISEN REGRESSION**

Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des akademischen Grades
eines Doktors der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
(Dr. rer. pol.)

an dem Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
der Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg

vorgelegt von
Diplom-Kaufmann, Diplom-Volkswirt
Helmut R e h m
aus Thiersheim

1976

**AUFBAU EINES ÖKONOMETRISCHEN MODELLS
FÜR DIE DEUTSCHE VOLKSWIRTSCHAFT 1960–1974
NACH DER METHODE DER
ERWEITERTEN SCHRITTWEISEN REGRESSION**

Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des akademischen Grades
eines Doktors der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
(Dr.rer.pol.)

an dem Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
der Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg

vorgelegt von
Diplom-Kaufmann, Diplom-Volkswirt
Helmut R e h m
aus Thiersheim



Referent: Prof. Dr. H. Schneeberger

Korreferent: Prof. Dr. M. Neumann

Promotionstermin: 9.11.1976

V o r w o r t

Die Ökonometrie gewinnt sowohl in der Statistik als auch in der Wirtschaftstheorie zunehmend an Bedeutung. Für jedes Land werden ökonometrische Modelle aufgestellt. Diese Modelle basieren auf ökonomischem a priori Wissen. In der folgenden Arbeit wird dagegen ein Modell für die deutsche Volkswirtschaft nach einem objektiven Verfahren aufgestellt.

Die vorliegende Arbeit entstand am Institut für Statistik in Nürnberg. An dieser Stelle möchte ich mich bei dem Institutsvorstand, Herrn Prof. Dr. Hans Schneeberger, meinem Lehrer, für die zahlreichen Anregungen auf das herzlichste bedanken. Herr Prof. Dr. Schneeberger stand meinem Forschungsvorhaben mit größtem Verständnis und höchster Aufgeschlossenheit gegenüber. Herr Prof. Dr. Manfred Neumann hat mit seinen zusätzlichen Anregungen die Arbeit ein großes Stück weitergebracht. Meine Kollegen, Herr Dipl.-Kfm. D. Drefahl und Herr Dipl.-Math. W. Goller haben mich durch ihre freundliche Hilfsbereitschaft stets unterstützt.

Nürnberg, im September 1976

Helmut Rehm

Gliederung:

1.	Einleitung	S. 1
2.	Theoretischer Teil	S. 2
2.1.	Das Modell der simultanen linearen Gleichungssysteme	S. 2
2.1.1.	Die Strukturform	S. 2
2.1.2.	Die reduzierte Form	S. 4
2.1.3.	Die Identifizierbarkeit	S. 6
2.2.	Schätzverfahren für simultane Systeme	S. 7
2.2.1.	Verschiedene Schätzverfahren	S. 8
2.2.2.	Die Zweistufigen Kleinsten Quadrate	S. 9
2.2.3.	Notwendige statistische Zusatzuntersuchungen	S. 11
2.2.3.1.	Der Standardfehler	S. 12
2.2.3.2.	Das Bestimmtheitsmaß	S. 12
2.2.3.3.	Der t-Test	S. 13
2.2.3.4.	Der Durbin Watson Test	S. 14
2.3.	Die Möglichkeiten und Grenzen der simultanen Gleichungssysteme in der Ökonometrie	S. 16
2.4.	Die Wahl der Ansatzform bei einem simultanen linearen Gleichungssystem	S. 19
2.4.1.	Additive Ansatzformen	S. 20
2.4.1.1.	Ansatz mit den gemessenen Werten	S. 20
2.4.1.2.	Ansatz mit den Differenzen	S. 21
2.4.2.	Multiplikative Ansatzformen	S. 22
2.4.2.1.	Potenzansatz	S. 22
2.4.2.2.	Ansatz mit den relativen Differenzen	S. 24
2.5.	Aufbau eines simultanen linearen Modells mit der Erweiterten Schrittweisen Regression	S. 25
2.5.1.	Die Schrittweise Regression bei einer abhängigen Variablen	S. 25
2.5.1.1.	Vorgehensweise	S. 25
2.5.1.2.	Rechenverfahren	S. 27
2.5.1.3.	Nichtanwendbarkeit der Schrittweisen Regression bei mehr als einer abhängigen (bzw. endogenen) Variablen	S. 35

II

2.5.2.	Erweiterung der Schrittweisen Regression bei mehr als einer endogenen Variablen	S.36
2.5.3.	Modellspezifikation mit der Erweiterten Schrittweisen Regression	S.42
2.6.	Auswahl der am besten geeigneten Ansatzform für die Modellspezifikation durch historische Prognosen	S.46
3.	Empirischer Teil: Aufbau eines ökonometrischen Modells für die Bundesrepublik Deutschland nach der Methode der Erweiterten Schrittweisen Regression	S.47
3.1.	Auswahl der Variablen und ihrer Zeitreihen	S.48
3.1.1.	Die 13 endogenen Variablen	S.49
3.1.1.1.	Vier endogene Variablen aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung	S.49
3.1.1.2.	Die Inflationsrate	S.50
3.1.1.3.	Zinssatz für Dreimonatsgeld und Rendite von Wertpapieren	S.50
3.1.1.4.	Die GeldmengenkompONENTEN	S.52
3.1.1.5.	Die freien Überschußreserven	S.53
3.1.1.6.	Umlauf an Wertpapieren	S.53
3.1.1.7.	Tariflohn auf Stundenbasis	S.54
3.1.1.8.	Zusammenfassung zu den endogenen Variablen des Modells	S.54
3.1.2.	Die acht vorherbestimmten Variablen	S.57
3.1.2.1.	Der Konstante Term	S.57
3.1.2.2.	Drei vorherbestimmte Variablen aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung	S.57
3.1.2.3.	Drei Aktionsvariable der Bundesbank	S.58
3.1.2.4.	Der FAZ-Aktienindex	S.59
3.1.2.5.	Zusammenfassung zu den vorherbestimmten Variablen	S.60
3.2.	Berechnung der Modellstruktur nach der Methode der Erweiterten Schrittweisen Regression	S.62
3.2.1.	Ergebnisse für die additiven Ansatzformen	S.63
3.2.1.1.	Modellstruktur für den Ansatz mit den gemessenen Werten	S.63

III

3.2.1.2.	Modellstruktur für den Ansatz mit den Differenzen	S.79
3.2.2.	Ergebnisse für die multiplikativen Ansatz - formen	S.86
3.2.2.1.	Modellstruktur für den Potenzansatz	S.86
3.2.2.2.	Modellstruktur für den Ansatz mit den rela- tiven Differenzen	S. 93
3.2.3.	Zusammenfassung zu den Modellstrukturen nach der Erweiterten Schrittweisen Regression	
3.3.	Prognose mit den Modellstrukturen nach der Erweiterten Schrittweisen Regression	S.100
3.3.1.	Prognose der endogenen Variablen nach den additiven Ansätzen	S.102
3.3.1.1.	Prognose durch die Modellstruktur für den Ansatz mit den gemessenen Werten	S.102
3.3.1.2.	Prognose durch die Modellstruktur für den Ansatz mit den Differenzen	S.106
3.3.2.	Prognose der endogenen Variablen nach den multiplikativen Ansätzen	S.110
3.3.2.1.	Prognose durch die Modellstruktur für den Potenzansatz	S.110
3.3.2.2.	Prognose durch die Modellstruktur für den Ansatz mit den relativen Differenzen	S.114
3.3.3.	Test der Prognosen nach den vier Modell- strukturen	S.118
3.4.	Diskussion des Strukturmodells nach der Erweiterten Schrittweisen Regression für den Ansatz mit den Differenzen	S.120
3.4.1.	Erste Gleichung	S. 123
3.4.2.	Zweite Gleichung	S.125
3.4.3.	Dritte Gleichung	S.126
3.4.4.	Vierte Gleichung	S.127
3.4.5.	Fünfte Gleichung	S.128
3.4.6.	Sechste Gleichung	S.129
3.4.7.	Siebte Gleichung	S.131
3.4.8.	Achte Gleichung	S.132
3.4.9.	Neunte Gleichung	S.133

3.4.10.	Zehnte Gleichung	S.134
3.4.11.	Elfte Gleichung	S.134
3.4.12.	Zwölfte Gleichung	S.135
3.4.13.	Dreizehnte Gleichung	S.136
3.4.14.	Zusammenfassung zu der Strukturform des Modells	S.138
3.5.	Diskussion der reduzierten Form des Systems	S.139
3.5.1.	Erste Gleichung	S.140
3.5.2.	Zweite Gleichung	S.141
3.5.3.	Dritte Gleichung	S.142
3.5.4.	Vierte Gleichung	S.143
3.5.5.	Fünfte Gleichung	S.145
3.5.6.	Sechste Gleichung	S.145
3.5.7.	Siebte Gleichung	S.146
3.5.8.	Achte Gleichung	S.147
3.5.9.	Neunte Gleichung	S.148
3.5.10.	Zehnte Gleichung	S.149
3.5.11.	Elfte Gleichung	S.149
3.5.12.	Zwölfte Gleichung	S.150
3.5.13.	Dreizehnte Gleichung	S.150
3.5.14.	Zusammenfassung zur reduzierten Form	S.151
3.6.	Prüfung der Annahme des Modells nach der Erweiterten Schrittweisen Regression für den Ansatz mit den Differenzen	S.152
3.7.	Ex-ante Prognose mit dem Modell für den Ansatz mit den Differenzen für das Jahr 1975	S.153
3.8.	Zusammenfassung zum empirischen Modell- aufbau nach der Erweiterten Schrittweisen Regression	S.155
4.	Abschluß	S.155



Digitized by the Internet Archive
in 2026

1. Einleitung

In der modernen Wirtschaftstheorie werden Hypothesen in mathematischer Schreibweise formuliert. Dadurch ist es möglich, die Hypothesen quantitativ zu überprüfen. Akzeptiert man eine Hypothese, dann wird man damit eine quantitative Prognose abgeben.

Die Ökonometrie hat das formal- statistische Handwerkszeug für das Testen dieser ökonomischen Hypothesen entwickelt. Die simultanen linearen Gleichungssysteme gelten gegenwärtig als die höchste Form der ökonometrischen Schätzung. Viele ökonometrische Modelle wurden nach dieser Methode in der ganzen Welt entwickelt. Der Größe von solchen Modellen ist keine Grenze gesetzt. Man will sogar ein ökonomisches Weltmodell aufbauen. Dabei übersieht man jedoch allzu leicht, welche Grenze auch dieser Methode eigen ist.

Dies gilt insbesondere der Annahme des perfekten ökonomischen a priori Wissens. Dieses Problem soll insbesondere in der vorliegenden Arbeit untersucht werden.

Es ist leicht, andere zu kritisieren, ohne zu versuchen, es selbst besser zu machen. Aus diesem Grund wird in dem zweiten Teil ein neues kleines makroökonomisches Modell für den Geldmarkt der Bundesrepublik Deutschland aufgestellt. Die Modellspezifikation erfolgt dabei mit der neu entwickelten Methode der Erweiterten Schrittweisen Regression.

2. Theoretischer Teil

2.1. Das Modell der simultanen linearen Gleichungssysteme

Die simultanen linearen Gleichungssysteme unterscheiden sich von der multiplen Regression dadurch, daß bei ihnen die Annahme aufgegeben wurde, daß nur eine einzige abhängige Variable in einer Regressionsbeziehung auftreten darf. Bei einem simultanen System werden in der Strukturform mehrere endogene und mehrere vorherbestimmte Variablen miteinander verknüpft. Falls nur eine einzige endogene von den vorherbestimmten Variablen abhängt, erhält man den Spezialfall der multiplen Regression. Dagegen werden in der reduzierten Form alle Zwischenbeziehungen zwischen den endogenen Variablen eliminiert. Dadurch hängt jede endogene Variable nur noch von den vorherbestimmten ab. Diese beiden Systeme - nämlich die Strukturform und die reduzierte Form - sollen im nächsten Abschnitt in formaler Schreibweise eingeführt werden.

2.1.1. Die Strukturform

Gegeben seien G endogene oder abhängige Variablen: $\underline{y}_1, \dots, \underline{y}_G$, und K vorherbestimmte Variablen: $\underline{x}_1, \dots, \underline{x}_K$ zu T Zeitpunkten. Damit lassen sich die Realisationen der endogenen Variablen i als Vektor darstellen: $\underline{y}_i' = (y_{i1}, \dots, y_{iT})$, ebenso die Werte der vorherbestimmten Variablen j: $\underline{x}_j' = (x_{j1}, \dots, x_{jT})$.

Die Matrix Y der endogenen Variablen enthält die Realisationen aller G endogenen Variablen zu allen T Zeitpunkten:

$$Y = \begin{pmatrix} y_{11} & \dots & y_{G1} \\ \vdots & & \vdots \\ y_{1T} & \dots & y_{GT} \end{pmatrix}$$

Die Matrix X der vorherbestimmten Variablen enthält die Realisationen aller K vorherbestimmten Variablen zu allen T Zeitpunkten:

$$X = \begin{pmatrix} x_{11} & \dots & x_{K1} \\ \vdots & & \vdots \\ x_{1T} & \dots & x_{KT} \end{pmatrix}$$

Γ sei die Matrix der Koeffizienten aller G endogenen Variablen in den G Gleichungen der Strukturform:

$$\Gamma = \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \cdots & \gamma_{1G} \\ \vdots & & \vdots \\ \gamma_{G1} & \cdots & \gamma_{GG} \end{pmatrix}$$

B sei die Matrix der Koeffizienten aller K vorherbestimmten Variablen in den G Gleichungen der Strukturform:

$$B = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \cdots & \beta_{1K} \\ \vdots & & \vdots \\ \beta_{G1} & \cdots & \beta_{GK} \end{pmatrix}$$

Zu einem Zeitpunkt t ($t=1, \dots, T$) enthält der Vektor $\underline{y}_t$ die Werte der G endogenen Variablen, der Vektor $\underline{x}_t$ die Realisationen der K vorherbestimmten Variablen und der Vektor $\underline{u}_t$ die Residuen der G Gleichungen der Strukturform:

$$\underline{y}_t = \begin{pmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{Gt} \end{pmatrix} ; \quad \underline{x}_t = \begin{pmatrix} x_{1t} \\ \vdots \\ x_{Kt} \end{pmatrix} ; \quad \underline{u}_t = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ \vdots \\ u_{Gt} \end{pmatrix} ;$$

Unterstellt man ein lineares Zusammenwirken der endogenen und der vorherbestimmten Variablen, dann kann man jetzt mit den eingeführten Begriffen die Strukturform eines simultanen linearen Systems zu jedem Zeitpunkt t ($t=1, \dots, T$) aufstellen:

$$\begin{aligned} \gamma_{11}y_{1t} + \cdots + \gamma_{1G}y_{Gt} + \beta_{11}x_{1t} + \cdots + \beta_{1K}x_{Kt} &= u_{1t} \\ \vdots & \vdots \\ \gamma_{G1}y_{1t} + \cdots + \gamma_{GG}y_{Gt} + \beta_{G1}x_{1t} + \cdots + \beta_{GK}x_{Kt} &= u_{Gt} \end{aligned}$$

Die Strukturform wird in Matrizenschreibweise kürzer formuliert:

$$\Gamma \underline{y}_t + B \underline{x}_t = \underline{u}_t$$

Über das Fehlerglied u_{it} ($i=1, \dots, G$) gelten die Annahmen:

- Der Erwartungswert von u_{it} ist Null: $E(u_{it}) = 0$
- u_{it} ist nicht autokorreliert: $E(u_{it} u_{it'}) = 0$; für $t \neq t'$
- u_{it} darf mit u_{jt} "mutually" korreliert sein,
- Die Streuung von u_{it} ist konstant und normalverteilt. (Diese beiden Annahmen werden in dieser Arbeit nicht getestet)

2.1.2. Die reduzierte Form

Im Gegensatz zur Strukturform hängt in der reduzierten Form jede endogene Variable nur noch von den vorherbestimmten Variablen und einem Störglied ab, nicht mehr jedoch von den anderen endogenen Variablen.

In der Matrizenschreibweise formuliert erreicht man das, indem: Bx_t mit negativem Vorzeichen auf die rechte Seite gebracht wird. Danach wird die Gleichung mit der Inversen zu Γ , also mit Γ^{-1} , von links multipliziert. Voraussetzung für die Existenz von Γ^{-1} ist, daß Γ nichtsingulär ist, d.h. Γ ist quadratisch und hat vollen Rang. Falls dies erfüllt ist, sagt man, das Modell sei mathematisch vollständig¹. Nach Voraussetzung ist Γ quadratisch. Bei einer empirischen Arbeit kann man gewöhnlich vom vollen Rang ausgehen. Falls die Vollrangigkeit nicht gegeben ist, ist die Determinante von Γ gleich Null. Dann sollte in einem Computerprogramm ein Kontrollausdruck eingefügt sein. Ein fataleres Problem entsteht, wenn Γ fast singulär ist. Für dieses Problem wird die normierte Determinante von Γ gebildet². Geht die normierte Determinante stark gegen Null, kann eine geringe Veränderung eines Elements aus Γ eine vollkommen veränderte Inverse Γ^{-1} erzeugen. In diesem Fall sollte die Modellspezifikation genau auf mögliche Fehler untersucht werden.

¹Vgl.: Wonnacott, R.J. und Wonnacott, T.H. : Econometrics, New York u.a. 1970, S.355

²Vgl.: Koutsoyiannis, A. : Theory of Econometrics, London u.a. 1973, S.235, (Die normierte Determinante wird dort als standardisierte bezeichnet)

Der Rechengang von der Struktur- zur reduzierten Form lautet also:

$$\begin{aligned} \underline{y}_t + B \underline{x}_t &= \underline{u}_t \\ \underline{y}_t &= -B \underline{x}_t + \underline{u}_t \\ \underline{y}_t &= \Pi \underline{x}_t + \underline{v}_t \end{aligned} \quad \text{Sei: } \Gamma^{-1}B = \Pi; \text{ und } \Gamma^{-1}\underline{u}_t = \underline{v}_t$$

Die Matrix Π der reduzierten Form ist definiert als:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \dots & \pi_{1K} \\ \vdots & & \vdots \\ \pi_{G1} & \dots & \pi_{GK} \end{pmatrix}$$

Die Realisationen der endogenen Variablen hängen also von den vorherbestimmten Variablen $\underline{x}_t$, den Elementen π_{ij} und vom Störglied $\underline{v}_t$ bei einem Zeitpunkt t ab.

Setzt man für $\underline{v}_t = \Gamma^{-1}\underline{u}_t$, löst die Matrizenschreibweise auf, und schreibt γ_{ij} als Element der Inversen Γ^{-1} zur Matrix Γ , dann gilt:

$$\left. \begin{aligned} y_{1t} &= \pi_{11}x_{1t} + \dots + \pi_{1K}x_{Kt} + \gamma_{11}^1 u_{1t} + \dots + \gamma_{1G}^1 u_{Gt} \\ &\vdots \\ y_{Gt} &= \pi_{G1}x_{1t} + \dots + \pi_{GK}x_{Kt} + \gamma_{G1}^G u_{1t} + \dots + \gamma_{GG}^G u_{Gt} \end{aligned} \right\} \text{ für } t=1, \dots, T$$

Aus diesen G Gleichungen sieht man deutlich, daß bei einem bestimmten Zeitpunkt t ($t=1, \dots, T$) jede endogene Variable y_{it} ($i=1, \dots, G$) von allen Störgliedern u_{jt} ($j=1, \dots, G$) abhängt. Da von den Störgliedern angenommen wird, daß sie nicht autokorreliert sind, sind die endogenen Variablen ebenfalls nicht autokorreliert.

Die vorherbestimmten Variablen setzen sich aus den exogenen und den verzögert endogenen Variablen zusammen. Die exogenen Variablen sind per definitionem mit keinem Fehlerglied korreliert. Die verzögert endogenen Variablen sind ebenfalls nicht mit den Störgliedern der laufenden Periode t korreliert. Sie hängen jedoch von den Fehlergliedern $u_{j(t-\tau)}$ ab, falls man eine Verzögerung von τ Perioden unterstellt.

Formal gilt also für die Realisationen x_{rt} einer exogenen Variablen $\underline{x}_r$ und für die Realisationen x_{st} einer verzögert endogenen Variablen $\underline{x}_s$:

$$\left. \begin{array}{l} x_{rt} \neq f(u_{jt}) \\ x_{st} \neq f(u_{jt}) \\ x_{st} \neq f(u_{jt-\tau}) \end{array} \right\} \text{ für: } j=1, \dots, G \text{ und für: } t=1, \dots, T$$

Der Erwartungswert von u_{jt} ist annahmegemäß Null, dann folgt:

$$E(u_{jt}) = 0, \Rightarrow E(y_{it}) = \pi_{i1}x_{1t} + \dots + \pi_{iK}x_{Kt}$$

Deshalb ist es sinnvoll, die endogenen Variablen einer Periode t' als:

$$\hat{y}_{t'} = \Pi \underline{x}_{t'}$$

zu prognostizieren. Aus diesem Grund wird die reduzierte Form auch Prognoseform genannt ¹.

2.1.3. Die Identifizierbarkeit

Ein lineares Modell heißt identifizierbar, falls aus einer gegebenen reduzierten Form die Strukturform (bis auf einen unwesentlichen Proportionalitätsfaktor) eindeutig folgt ².

Die Überprüfung der Identifizierbarkeit einer Gleichung der Strukturform kann, falls a priori Informationen über Koeffizienten dieser Gleichung existieren, zum einen durch die notwendige Identifikationsbedingung, die sogenannte Abzählregel, zum anderen durch die notwendige und hinreichende Identifikationsbedingung, nämlich das Rangkriterium, erfolgen.

¹Vgl.: Schneeweß, H.: Ökonometrie, 2. Aufl., Würzburg u.a. 1974, S.254

²Vgl.: Wonnacott, R.J. und Wonnacott, T.H.: Econometrics, a.a.O., S.346

Zunächst zur Abzählregel. Die Abzählregel besagt, daß die Anzahl der Koeffizienten von vorherbestimmten Variablen, die a priori gleich Null gesetzt werden, die Anzahl sei k_o , mindestens so groß sein muß, wie die Anzahl der Koeffizienten der endogenen Variablen, die a priori ungleich Null gesetzt werden, diese Anzahl sei g , um Eins verringert. Formal lautet die Abzählregel in einer Gleichung: $k_o \geq g - 1$.

Das Rangkriterium erfordert zuerst das Streichen derjenigen Spalten der Strukturform (ΓB) , in denen der Koeffizient der untersuchten Zeile ungleich Null ist. So entsteht die Matrix $(\tilde{\Gamma}_p B_o)$. Ist der Rang dieser Matrix gleich $G-1$, dann ist auch die notwendige und hinreichende Identifikationsbedingung erfüllt. Es hat sich als rechentechnisch einfach erwiesen, die Vollrangigkeit von $(\tilde{\Gamma}_o B_o)$ über:

$$\det((\tilde{\Gamma}_o B_o)'(\tilde{\Gamma}_o B_o)) \neq 0; \quad \text{festzustellen.}^1$$

Im Aufbaustadium eines Strukturmodells ist es sinnlos, schon Rücksicht auf das Rangkriterium zu nehmen, da die restlichen Zeilen des Modells noch nicht spezifiziert sind. Hier ist es zweckmäßig, die Abzählregel alleine zu verwenden. Ist das Modell aber komplett aufgestellt und sind alle Koeffizienten numerisch bestimmt, dann ist es unbedingt erforderlich, das Rangkriterium zu untersuchen, damit auch die hinreichende Bedingung für die Identifizierbarkeit erfüllt ist.

2.2. Schätzverfahren für simultane Systeme

Um die Koeffizienten γ_{ij} der endogenen und die Koeffizienten β_{il} der vorherbestimmten Variablen in der i -ten Gleichung der Strukturform zu schätzen, sollen zunächst die Modellannahmen erfüllt sein. Unter diesen Annahmen wurden verschiedene Schätzverfahren entwickelt.

¹Vgl. zur Gültigkeit der verwendeten Matrizenoperation: Christ, C.F.: Econometric Models and Methods, New York u.a. 1966, S.658

2.2.1. Verschiedene Schätzverfahren

Zunächst stellt sich die Frage, warum man nicht einfach die gewöhnliche Methode der Kleinsten Quadrate auf die i -te Gleichung anwendet. Nach der Voraussetzung der Methode der Kleinsten Quadrate sind die unabhängigen Variablen nicht mit dem Fehlerglied korreliert. Ist die "unabhängige" Variable, mit der die Regression durchgeführt wird, mit dem Fehlerglied korreliert, so entsteht das Problem der "Fehler in den Variablen". Eine solche Regression führt mit der einfachen Methode der Kleinsten Quadrate (KQ) nicht nur zu verzerrten, sondern auch zu inkonsistenten Schätzwerten¹. Bei einem simultanen System werden jedoch regelmäßig endogene Variablen als erklärende betrachtet. Wird mit diesen endogenen Variablen, die nach Voraussetzung mit dem Fehlerglied der laufenden Periode korreliert sind, eine gewöhnliche KQ-Schätzung durchgeführt, so erhält man inkonsistente Schätzwerte. Aus diesem Grund wird von einer Anwendung der KQ-Methode bei einem simultanen System abgesehen.

Um die Koeffizienten dennoch konsistent zu schätzen, wurden als Schätzverfahren für die Koeffizienten je einer Gleichung die Zweistufigen Kleinsten Quadrate bzw. Maximum Likelihood Limited Information und als Schätzverfahren für die gesamte Strukturform die Dreistufigen Kleinsten Quadrate bzw. Maximum Likelihood Full Information entwickelt. Diese Verfahren setzen in jeder Gleichung der Strukturform voraus, daß die notwendige Identifikationsbedingung, nämlich die Abzählregel, erfüllt ist.

In dieser Arbeit wird lediglich die Methode der Zweistufigen Kleinsten Quadrate in einer Abwandlung verwendet. Deshalb wird nur die Vorgehensweise bei dieser Methode im nächsten Abschnitt ausführlich beschrieben.

¹Vgl.: Johnston, J. : Econometric Methods, 2. Aufl., Tokyo u.a. 1972, S.281 ff

2.2.2. Die Zweistufigen Kleinsten Quadrate

(Two-Stage Least Squares, 2SLS)

Gegeben sei die Strukturform eines linearen simultanen Gleichungssystems mit G endogenen und K vorherbestimmten Variablen zu T Zeitpunkten. O.B.d.A. sollen die Koeffizienten der ersten Gleichung geschätzt werden. Die zu erklärende Variable sei y_1 , Voraussetzung für die Schätzbarkeit nach 2SLS ist, daß die Abzählregel in der ersten Gleichung erfüllt ist ($k_0 \geq g-1$). Es sind also g Koeffizienten der endogenen und $K-k_0 = k$ Koeffizienten der vorherbestimmten Variablen zu schätzen.

Die erste Gleichung der Strukturform lautet zum Zeitpunkt t (die Zufallsfehler u_{1t} werden Johnston¹ folgend durch $-u_{1t}$ ersetzt):

$$\gamma_{11}y_{1t} + \gamma_{12}y_{2t} + \dots + \gamma_{1g}y_{gt} + \beta_{11}x_{1t} + \dots + \beta_{1k}x_{kt} + u_{1t} = 0; \text{ (für: } t=1, \dots, T \text{)}$$

Da y_{1t} in dieser Gleichung erklärt wird, normiert man: $\gamma_{11} = -1$; damit ergibt sich:

$$y_{1t} = \gamma_{12}y_{2t} + \dots + \gamma_{1g}y_{gt} + \beta_{11}x_{1t} + \dots + \beta_{1k}x_{kt} + u_{1t} = 0; \text{ (für: } t=1, \dots, T \text{)}$$

In Matrizenschreibweise:

$$\underline{y}_1 = Y_2 \underline{\gamma}'_2 + X_+ \underline{\beta}'_+ + \underline{u}_1$$

$$\text{mit: } \underline{y}_1 = \begin{pmatrix} y_{11} \\ \vdots \\ y_{1T} \end{pmatrix} \quad Y_2 = \begin{pmatrix} y_{21} \dots y_{g1} \\ \vdots \\ y_{2T} \dots y_{gT} \end{pmatrix} \quad \underline{\gamma}'_2 = \begin{pmatrix} \gamma_{12} \\ \vdots \\ \gamma_{1g} \end{pmatrix}$$

$$X_+ = \begin{pmatrix} x_{11} \dots x_{k1} \\ \vdots \\ x_{1T} \dots x_{kT} \end{pmatrix} \quad \underline{\beta}'_+ = \begin{pmatrix} \beta_{11} \\ \vdots \\ \beta_{1k} \end{pmatrix} \quad \underline{u}_1 = \begin{pmatrix} u_{11} \\ \vdots \\ u_{1T} \end{pmatrix}$$

Auf diese Beziehung könnte man direkt die Methode der Kleinsten Quadrate anwenden. Jedoch sind die endogenen Variablen $\underline{y}_2, \dots, \underline{y}_g$ mit dem Störglied $\underline{u}_1$ korreliert. Dann liefert die Anwendung der KQ- Methode inkonsistente Schätzwerte für $(\underline{\gamma}_2 \underline{\beta}_+)$.

¹Vgl.: Johnston, J. : Econometric Methods, a.a.O., S.380

Aus diesem Grund wird bei 2SLS in der ersten Stufe des Verfahrens die Matrix Y_2 durch eine lineare Regression mit allen K vorherbestimmten Variablen $\underline{x}_1, \dots, \underline{x}_K$ als $\hat{Y}_2$ geschätzt:

$$\hat{Y}_2 = X (X'X)^{-1} X' Y_2$$

In der zweiten Stufe wird Y_2 zunächst durch $\hat{Y}_2$ ersetzt. Dazu muß man noch die Matrix $\hat{V}_2$ definieren als Differenz von Y_2 und $\hat{Y}_2$:

$$\hat{V}_2 = Y_2 - \hat{Y}_2.$$

Ersetzt man Y_2 durch $\hat{Y}_2 + \hat{V}_2$, so gilt:

$$\underline{y}_1 = (\hat{Y}_2 + \hat{V}_2) \underline{\gamma}'_2 + X_+ \underline{\beta}'_+ + \underline{u}_1$$

$$\underline{y}_1 = \hat{Y}_2 \underline{\gamma}'_2 + X_+ \underline{\beta}'_+ + (\underline{u}_1 + \hat{V}_2 \underline{\gamma}'_2)$$

$$\underline{y}_1 = (\hat{Y}_2 \quad X_+) \begin{pmatrix} \underline{\gamma}'_2 \\ \underline{\beta}'_+ \end{pmatrix} + (\underline{u}_1 + \hat{V}_2 \underline{\gamma}'_2)$$

Bezeichnet man: $D = (\hat{Y}_2 \quad X_+)$,

dann erhält man nach Anwendung der KQ-Methode die Schätzung:

$$\begin{pmatrix} \hat{\underline{\gamma}}'_2 \\ \hat{\underline{\beta}}'_+ \end{pmatrix} = (D'D)^{-1} D' \underline{y}_1$$

Voraussetzung für die Existenz der Inversen $(D'D)^{-1}$ ist, daß D den vollen Rang $(g+k-1)$ hat. D hat nur dann vollen Rang, wenn die Abzählregel erfüllt ist ($k_0 \geq g-1$). Wäre die Abzählregel nicht erfüllt, so hätte D mehr als K Spalten. Da $\hat{Y}_2$ als Linearkombination der K vorherbestimmten Variablen gebildet wird, bleibt der Rang von D : K . Damit hat die quadratische Matrix $(D'D)$ nicht mehr vollen Rang und die Bildung der Inversen zu $(D'D)$ ist nicht mehr möglich.

Diese Schätzung ist verzerrt. Sie ist jedoch konsistent, da weder $\hat{Y}_2$ als Linearkombination der vorherbestimmten Variablen zumindest für $T \rightarrow \infty$ noch X_+ als Teil der vorherbestimmten Variablen nach der Definition dieser Variablen mit dem Fehlerglied $(\underline{u}_1 + \hat{V}_2 \underline{y}'_2)$ der laufenden Periode korreliert sind. Selbst wenn verzögert endogene als vorherbestimmte Variablen verwendet werden, liefert 2SLS konsistente Schätzwerte. Den Beweis hierfür findet man bei Johnston².

Mit der Schätzung $(\hat{\gamma}_2 \hat{\beta}_+)$ wird y_{1t} prognostiziert als $\hat{y}_{1t}$:

$$\hat{y}_{1t} = \hat{\gamma}_{12} y_{2t} + \dots + \hat{\gamma}_{1g} y_{gt} + \hat{\beta}_{11} x_{1t} + \dots + \hat{\beta}_{1k} x_{kt}$$

Die Schätzung $\hat{y}_{1t}$ wird mit den beobachteten Werten $y_{2t}, \dots, y_{gt}$ durchgeführt und nicht mit den geschätzten $\hat{y}_{2t}, \dots, \hat{y}_{gt}$ der ersten Stufe. Dies geschieht im Einklang mit Klein³, Johnston⁴, Christ⁵ u.a..

Damit ergeben sich die geschätzten Residuen $\hat{u}_{1t}$ logischerweise als:

$$\hat{u}_{1t} = y_{1t} - \hat{y}_{1t}.$$

Durch die Verwendung dieser Definition zur Berechnung der Residuen entsteht ein Dilemma, weil klassische Folgerungen aus der Regressionstheorie, wie die Variationszerlegung, nicht mehr gelten.

2.2.3. Notwendige statistische Zusatzuntersuchungen

Werden die Koeffizienten einer Gleichung eines ökonometrischen Systems geschätzt, so berechnet man häufig die folgenden statistischen Kenngrößen, die Ausgangsdatum für statistische Tests sind. Im folgenden wird der Standardfehler, das Bestimmtheitsmaß, der t-Wert und schließlich die Durbin Watson Statistik eingeführt.

¹Vgl.: Schneeweiß, H.: Ökonometrie, a.a.O., S.292

²Vgl.: Johnston, J.: Econometric Methods, a.a.O., S.383

³Vgl.: Klein, L.R.: A Textbook of Econometrics, 2. Aufl., Englewood Cliffs 1974, S.157

⁴Vgl.: Johnston, J.: Econometric Methods, a.a.O., S.384

⁵Vgl.: Christ, C.F.: Econometric Models..., a.a.O., S.519

2.2.3.1. Der Standardfehler

Der Standardfehler $\hat{s}$ ist definiert als Wurzel aus der durch die Regression nicht erklärten Variation dividiert durch die Anzahl der Freiheitsgrade. Die nicht erklärte Variation ist die Summe der quadrierten Residuen $\hat{u}_{1t}$.

$$\hat{s} = \sqrt{\frac{\hat{u}'_1 \hat{u}_1}{(T-k-g+1)}}$$

2.2.3.2. Das Bestimmtheitsmaß

Das Bestimmtheitsmaß ist definiert als Quotient aus der durch die Regression erklärten Variation und der gesamten Variation der abhängigen zu erklärenden Variablen y_{1t} :

$$R^2 = \frac{\sum (\hat{y}_{1t} - \bar{y}_1)^2}{\sum (y_{1t} - \bar{y}_1)^2}$$

Man kann zeigen, daß bei einer multiplen KQ-Regression das Bestimmtheitsmaß lediglich im inhomogenen Fall aussagefähig ist, d.h. falls das absolute Glied nicht von vornherein verschwindet. Dann liegt das Bestimmtheitsmaß nämlich im Intervall $(0, 1)$. Eine multiple Regressionsbeziehung ist umso besser, je näher das Bestimmtheitsmaß bei 1 liegt.

Im Fall eines interdependenten Systems ist die Berechnung von R^2 bei Benutzung eines konsistenten Schätzverfahrens, wie 2SLS, unsinnig. Darauf wies als erster Basmann hin¹. Bei 2SLS kann man nämlich nicht zeigen, daß die Variationszerlegung dem gemischten Glied einen Wert gleich Null zuweist. Theoretisch könnte dadurch $R^2 + \infty$ bzw. $-\infty$ werden. Aus diesem Grund wird auf die Berechnung des Bestimmtheitsmaßes verzichtet.

¹Vgl.: Basmann, R.L. : Letter to the Editor, *Econometrica* 30 (1962), S.824 ff.

2.2.3.3. Der t-Test

Ist man sich nicht sicher, ob die abhängige zu erklärende Variable von einer erklärenden unabhängigen Variablen in einer Regressionsbeziehung beeinflusst wird oder nicht, so führt man den t-Test auf die zufällige Nullverschiedenheit des geschätzten Regressionskoeffizienten dieser Variablen durch. Ist nämlich der theoretische Regressionskoeffizient gleich Null, so bilden sich die Realisierungen der abhängigen Variablen unabhängig von genau dieser unabhängigen Variablen. Man begeht also einen Spezifikationsfehler, falls man den Koeffizienten in einer zu schätzenden Regressionsbeziehung a priori ungleich Null annimmt. Deshalb ist man daran interessiert, ob der theoretische Regressionskoeffizient bei einer bestimmten Sicherheitswahrscheinlichkeit von Null verschieden ist oder nicht. Aus diesem Grund hat man den t-Test bei der multiplen Regression als Spezialfall des "joint -tests", bei dem alle Koeffizienten gleichzeitig getestet werden, für eine einzige Variable eingeführt ¹. Ist die berechnete Testgröße kleiner als die Prüfgröße, die der gewählten Sicherheitswahrscheinlichkeit entsprechende beidseitige Fraktile der Studentverteilung, so wird die Hypothese der Nullgleichheit des theoretischen Regressionskoeffizienten angenommen und die Alternativhypothese der Nullverschiedenheit abgelehnt. Falls die Testgröße größer ist als die Prüfgröße, erfolgt die Annahme der Nullverschiedenheit. Wie oben ausgeführt, wurde der t-Test zunächst für die multiple Regression eingeführt. Es ist deshalb fraglich, ob dieser Test auch bei interdependenten Systemen verwendet werden darf. Christ ², Kmenta ³, Läufer ⁴, Dhrymes ⁵ und andere erlauben die Anwendung

¹Vgl.: Wonnacott, R.J. und Wonnacott, T.H.: *Econometrics*, a.a.O., S.254

²Vgl.: Christ, C.F.: *Econometric Models...*, a.a.O., S.515

³Vgl.: Kmenta, J.: *Elements of Econometrics*, New York u.a. 1971, S.584

⁴Vgl.: Läufer, N.K.A.: Zur Anwendung der zweistufigen Methode der Kleinsten Quadrate, in: *Statistisches Archiv* 57(1973), S.367 f.

⁵Vgl.: Dhrymes, P.J.: *Econometrics*, New York u.a.1970, S.533

des t-Tests bei simultanen Systemen, da hier die Prüfverteilung approximativ der Studentverteilung entspricht, bzw. wenden den t-Test bei dieser Problemstellung selbst an. Die Testgrößen für die Koeffizienten berechnen sich in der i-ten Gleichung der Strukturform für die j-te endogene Variable y_j und für die l-te vorherbestimmte Variable x_l als:

$$t_{ij} = (\hat{\gamma}_{ij} - 0) / \sqrt{\hat{s}^2 \cdot d^{jj}} = \hat{\gamma}_{ij} / \sqrt{\hat{s}^2 \cdot d^{jj}}$$

$$t_{il} = (\hat{\beta}_{il} - 0) / \sqrt{\hat{s}^2 \cdot d^{ll}} = \hat{\beta}_{il} / \sqrt{\hat{s}^2 \cdot d^{ll}}$$

mit: $\hat{\gamma}_{ij}$, $\hat{\beta}_{il}$ die mit 2SLS geschätzten Regressionskoeffizienten
 $\hat{s}^2$ die Stichprobenvarianz in der i-ten Gleichung
 d^{jj} , d^{ll} die entsprechenden Diagonalelemente der Matrix $(D'D)^{-1}$, wie bei 2SLS definiert

Insbesondere versucht man bei ökonometrischen Modellen anhand des t-Wertes und der entsprechenden Fraktile der Studentverteilung mit $(T - g - k + 1)$ Freiheitsgraden¹ zu zeigen, daß es sinnvoll ist, gerade den Koeffizienten der entsprechenden Variablen a priori ungleich Null zu setzen².

2.2.3.4. Der Durbin Watson Test

Das Modell der simultanen linearen Gleichungssysteme unterstellt, daß die Restglieder u_{it} der Gleichung i nicht autokorreliert sind, d.h. $u_{it} \neq f(u_{it'})$ für $t \neq t'$. Ein Test auf Autokorrelation der Residuen ist der Durbin - Watson Test. Nach Läufer³ kann man den Durbin-Watson Test mit angemessener Skepsis auch bei 2SLS verwenden.

¹Vgl.: Läufer, N.K.A.: Zur Anwendung..., a.a.O., S.370 f.
insb. die verschiedenen Größen bei Basmann und Christ

²Vgl.: Christ, C.F.: Econometric Models..., a.a.O., S. 611

³Vgl.: Läufer, N.K.A.: Zur Anwendung..., a.a.O., S.378

Man bildet die Teststatistik dw_i in der i-ten Gleichung als:

$$dw_i = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_{it} - \hat{u}_{i,t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2}$$

Die Autokorrelation ρ des Residuums $\underline{u}_i$ kann zum einen positiv ($\rho > 0$) zum anderen negativ ($\rho < 0$) oder Null ($\rho = 0$) sein. Bei der multiplen Regression liefert die KQ-Methode nur bei der fehlenden Autokorrelation der Residuen "beste" Schätzwerte, jedoch sind die Schätzwerte auch bei einer Autokorrelation der Residuen unverzerrt¹.

Die simultanen linearen Gleichungssysteme und 2SLS setzen eine fehlende Autokorrelation der Störglieder $\underline{u}_i$ voraus. Deshalb ist die Erfüllung dieser Annahme bei einer bestimmten Sicherheitswahrscheinlichkeit zu testen. Dazu findet man bei Schneeweiß² zwei Grenzen d_u und d_o , die vom Umfang der Stichprobe, der Anzahl der Regressoren und der geforderten Sicherheit abhängen.

- Test auf positive Autokorrelation ($\rho > 0$):

Die Testhypothese lautet: $\rho > 0$ und die Alternativhypothese: $\rho = 0$.

Falls: $dw_i < d_u$: $\rho = 0$ wird verworfen und $\rho > 0$ wird angenommen

$dw_i > d_o$: $\rho > 0$ wird verworfen und $\rho = 0$ wird angenommen

$d_u \leq dw_i \leq d_o$: Der Test fällt keine Entscheidung

- Test auf negative Autokorrelation ($\rho < 0$):

Die Testhypothese lautet: $\rho < 0$ und die Alternativhypothese: $\rho = 0$.

Falls: $dw_i > (4 - d_u)$: $\rho = 0$ wird verworfen und $\rho < 0$ wird angenommen

$dw_i < (4 - d_o)$: $\rho < 0$ wird verworfen und $\rho = 0$ wird angenommen

$(4 - d_u) \geq dw_i \geq (4 - d_o)$: Der Test fällt ebenfalls keine Entscheidung.

Man sieht, daß der Test auf positive bzw. auf negative Autokorrelation simultan ablaufen kann, je nachdem, ob dw_i kleiner bzw. größer 2 ist.

¹Vgl.: Johnston, J.: Econometric Methods, a.a.O., S.246

²Vgl.: Schneeweiß, H.: Ökonometrie, a.a.O., S.374

2.3. Die Möglichkeiten und Grenzen der simultanen linearen Gleichungssysteme in der Ökonometrie

Die Möglichkeiten der simultanen linearen Gleichungssysteme sind im wesentlichen das Testen von ökonomischen Hypothesen bzw. Theorien, die mehrere miteinander verknüpfte endogene Variablen umfassen, und die Prognose der endogenen Variablen in einer zukünftigen Periode aufgrund dieser Hypothesen.

Aufgrund der Beobachtung von bestimmten wirtschaftlichen Vorgängen hat der Wirtschaftswissenschaftler eine Idee oder Vorstellung über die Art des Zusammenwirkens gewisser wirtschaftlicher Größen. Zunächst macht er Annahmen über die Realität. Diese Annahmen wären bei den linearen Gleichungssystemen der lineare Zusammenhang und die "Exogenität" der exogenen Variablen. Dann formuliert er Hypothesen über die Verknüpfung aller Variablen. Danach wird er sowohl seine Annahmen als auch seine Hypothesen durch eine historische Prognose bei einer vorausgesetzten Sicherheit statistisch testen. Wird das Modell immer noch akzeptiert, so wird er Prognosen für zukünftige Perioden geben. Dies ist eine Idealform des exakten wissenschaftlichen Vorgehens.

Ist sich der Wissenschaftler jedoch nicht sicher, welche alternative Hypothese er verwenden soll, dann dürfte er ehrlicherweise kein Modell aufbauen. Eine solche Unsicherheit könnte beispielsweise die Konsumfunktion in der Nationalökonomie darstellen. Der Konsum der laufenden Periode wird entweder vom derzeitigen Einkommen, vom permanenten Einkommen, vom höchsten je erreichten Einkommen, vom Konsum der vorangegangenen Periode, oder von den alternativen Vermögensanlagen oder einer Kombination all dieser Faktoren bestimmt. Sucht der Ökonometiker nach der besten Konsumfunktion, dann wird er unseriös. Insbesondere im nicht hinreichenden a priori Wissen, das die Ökonomie liefert, liegen die Grenzen der simultanen linearen Gleichungssysteme.

Wie soll sich nun ein Ökonometrist beim Aufstellen eines Modells verhalten? Der Ökonometrist sucht zunächst nach volkswirtschaftlichen Theorien, die er in seinem Modell verarbeiten will. Insbesondere besitzt er eine Vorstellung darüber, welche seine endogenen und vorherbestimmten Variablen sein sollen. Wie soll er jetzt sein Modell spezifizieren? Eine Hilfe dazu liefert die Wirtschaftstheorie. Krelle¹, Hansen² und van der Werf³ führen aufgrund diverser volkswirtschaftlicher Theorien zunächst gewöhnliche KQ-(OLS)-Schätzungen für alle endogenen Variablen durch und wählen hiervon die besten aus. Die besten sind die, bei denen das Bestimmtheitsmaß am größten ist. Van der Werf⁴ will das Bestimmtheitsmaß nicht kritiklos anwenden. Hansen⁵ gibt an, eine Auswahl von zu testenden Hypothesen kann nur nach "subjektiven Gesichtspunkten" vorgenommen werden. Die Auswahl ist also objektiv nicht nachprüfbar. Der Ökonometrist muß also entweder ein Genie oder extrem strebsam sein. Er müßte alle möglichen OLS-Regressionen durchführen und daraus die besten auswählen. Doch dabei hat er nicht bemerkt, daß seine Hypothesenauswahl durch die inkonsistenten Schätzwerte bei OLS unter Verwendung von endogenen als "unabhängigen" Variablen inkorrekt sein kann. In Zusammenhang mit der Verwendung von OLS bei simultanen Systemen spricht Johnston⁶ von "real danger". Krelle ist sich dieser Gefahr bewußt und schlägt vor, das Bestimmtheitsmaß doch möglichst hoch zu wählen, damit die Verzerrung bzw. die Inkonsistenz möglichst gering ist⁷.

¹Vgl.: Krelle, W. u.a.: Ein Prognosesystem für die wirtschaftliche Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland, Meisenheim am Glan 1969, S.25

²Vgl.: Hansen, G.: Ein ökonometrisches Modell für die Bundesrepublik 1951-1964, Göttingen 1966, S.63

³Vgl.: van der Werf, D.: Die Wirtschaft der Bundesrepublik Deutschland in 15 Gleichungen, Tübingen 1972, S.25

⁴Vgl.: ders., S.23

⁵Vgl.: Hansen, G.: Ein ökonometrisches Modell..., a.a.O., S.62

⁶Vgl.: Johnston, J.: Econometric..., a.a.O., S.413

⁷Vgl.: Krelle, W. u.a.: Ein Prognosesystem..., a.a.O., S.25

Unterstellt man, der Ökonometrist hat die a priori Restriktionen seines Modells mittels OLS-Auswahl gefunden und schätzt dann die Parameter mit einer konsistenten Schätzmethode¹, dann ist nicht sicher, ob die mit der konsistenten Schätzmethode berechneten Testgrößen eine Annahme rechtfertigen oder nicht.

Bis jetzt wurde davon ausgegangen, daß man jeweils die gemessenen Werte zur Schätzung von Parametern verwendet. In der Literatur werden zusätzlich noch drei weitere Ansätze vorgeschlagen²: Der Ansatz mit den Differenzen, mit Logarithmen und mit den relativen Differenzen. Nerlove³ zeigt in seiner Übersicht über die bedeutendsten Modelle der Welt, daß meistens die gemessenen Werte, manchmal Differenzen und relative Differenzen, nie jedoch Logarithmen in der endgültigen Form eines ökonometrischen Modells verwendet werden. Eine endgültige Beantwortung der Frage nach dem richtigen Ansatz läßt sich nur durch die Prognosegüte geben. Nach der oben vorgeschlagenen Vorgehensweise bei dem Modellaufbau muß der arme Ökonometrist mit allen vier Ansätzen OLS-Hilfsregressionen durchführen, die er jeweils auf die Prognosegüte testet, bis er eine endgültige Gleichung erhält, die dann durch ein konsistentes Schätzverfahren verworfen werden kann. Deshalb wird im nächsten Abschnitt die Ansatzform des ökonometrischen Modells näher untersucht.

¹Vgl.: Krelle, W.: Erfahrungen mit einem ökonometrischen Prognosemodell für die Bundesrepublik Deutschland, Meisenheim am Glan 1974, S.12, Krelle verwendet als simultane Schätzung: Full Information Maximum Likelihood

²Vgl.: van der Werf, D.: Die Wirtschaft., a.a.O., S.18

³Vgl.: Nerlove, M.: A Tabular Survey of Macro-Econometric Models, in: International Economic Review 2 (1966), S.127 ff.

Als einziger Ausweg aus dem Dilemma bei dem Modellaufbau kann nur ein objektives Verfahren dienen. Ein solches objektives Verfahren ist die Methode der Schrittweisen Regression. Zwar liefert die gewöhnliche Schrittweise Regression inkonsistente Schätzwerte, doch es ist gelungen, mit einer Erweiterung über die Schrittweise Regression konsistente Schätzwerte zu erhalten. In der Literatur konnte kein interdependentes Modell gefunden werden, das ausschließlich nach objektiven Kriterien aufgebaut ist ¹. Das ist umso erstaunlicher, als nach Raabe ² die Schrittweise Regression zu den häufig benutzten ökonometrischen Verfahren zählt. Aus diesem Grund wird im übernächsten Abschnitt die Vorgehensweise beim Aufbau eines interdependenten Modells mit der Erweiterten Schrittweisen Regression erörtert werden.

2.4. Die Wahl der Ansatzform bei einem simultanen linearen Gleichungssystem

Bei den simultanen linearen Gleichungssystemen ist eine wesentliche Annahme die Linearität der Beziehungen zwischen den endogenen und den vorherbestimmten Variablen. Es ist jedoch nicht notwendig, daß die Linearität zwischen den beobachteten Variablen herrscht. Vielmehr kann die Linearität erst nach einer Transformation erfüllt sein. Deshalb sollen hier vier Ansatzformen für ökonometrische Modelle eingeführt werden.

¹Vgl.: Nicholson, R.J. und Topham, N.: Step-wise Regression and Principal Components Analysis in Estimating a Relationship in an Econometric Model, in: The Manchester School 1973, S.187ff. Es wird nur jeweils eine Beziehung mit einer einzigen endogenen Variablen geschätzt, also mit der gewöhnlichen Schrittweisen Regression

²Vgl.: Raabe, K.H.: Gesamtwirtschaftliche Prognosen und Projektionen als Hilfsmittel der Wirtschaftspolitik in der BRD, in: Allgemeines Statistisches Archiv 58 (1974), S.18

Die meisten ökonometrischen Modelle gehen von einer linearen Verknüpfung der beobachteten Variablen aus. In der volkswirtschaftlichen Theorie wird aber auch der Potenzansatz, beispielsweise in der Cobb-Douglas Produktionsfunktion, verwendet. Diesen Potenzansatz kann man durch Logarithmieren in einen linearen Ansatz überführen.

Die letzten beiden Ansätze, nämlich der mit den Differenzen und der mit den relativen Differenzen, lassen die Annahme fallen, daß die Zufallsfehler nicht autokorreliert sind. Sie unterstellen vielmehr eine positive Autokorrelation mit $\rho = 1$ der Störglieder. Unter dieser Annahme folgen beide Ansätze aus dem Ansatz mit den gemessenen Werten bzw. aus dem Potenzansatz.

In einem aufzustellenden Modell sollen zunächst alle Zeitreihen transformiert werden, bevor die Koeffizienten mit den transformierten Daten numerisch bestimmt werden. Die gewöhnlichen Annahmen der simultanen Gleichungssysteme seien bei allen vier Ansatzformen jeweils nach der Transformation erfüllt.

Die vier behandelten Ansätze kann man einteilen in die Gruppe mit additiver Verknüpfung, nämlich den Ansatz mit den gemessenen Werten und den mit den Differenzen, und in die Gruppe mit multiplikativer Verknüpfung, nämlich den Potenzansatz und den Ansatz mit den relativen Differenzen. Dieser Aufteilung gemäß werden die vier Ansatzformen im folgenden besprochen.

2.4.1. Additive Ansatzformen

2.4.1.1. Der Ansatz mit den gemessenen Werten

Der Ansatz mit den gemessenen Werten berechnet die Koeffizienten ohne Transformation der Daten. Deshalb können die endogenen Variablen

durch Multiplikation der Matrix der reduzierten Form mit dem Vektor der vorherbestimmten Variablen in einer Periode prognostiziert werden. Jedoch besitzt dieser Ansatz den Nachteil, daß die ökonomischen Variablen mit dem Wachstumstrend und neuerdings zumindest die nominalen Variablen mit dem Inflationstrend behaftet sind. Dadurch kann leicht das Problem der "Fast-Kollinearität" zwischen den Variablen entstehen, falls man die Zeitreihen nicht geeignet auswählt.

2.4.1.2. Der Ansatz mit den Differenzen

Um den Nachteil der starken Trendbehaftetheit der gemessenen Werte auszuschalten, wird der Ansatz mit den ersten Differenzen zwischen den beobachteten Werten empfohlen¹. Jedoch bedeutet die Differenzbildung auch die Unterstellung eines autoregressiven Prozesses erster Ordnung für alle Störglieder des Modells mit einem Autokorrelationskoeffizienten von $\rho = +1$. Es ist fraglich, ob alle Zufallsglieder des nichttransformierten Modells diesem Prozeß folgen. Widrigenfalls bedeutet diese Annahme den Ursprung eines systematischen Fehlers im Modell. Die verwendeten Zeitreihen sind die ersten Differenzen zwischen den beobachteten Werten. Damit verliert man aber auch einen Zeitpunkt für die Schätzung der Koeffizienten, da zwischen T Zeitpunkten nur $T-1$ Zuwächse stattfinden. Nach der Transformation stellt die Konstante ($\alpha_{1t}=1$) einen linearen Zeittrend dar.

Da die geschätzten Koeffizienten für die absoluten Veränderungen zwischen zwei Perioden gelten, erfolgt eine Prognose der endogenen Variablen ebenfalls über die absoluten Veränderungen. Deshalb wird die Matrix der reduzierten Form mit dem Vektor der absoluten Veränderungen der vorherbestimmten Variablen multipliziert. Damit erhält man die absoluten Veränderungen der endogenen Variablen. Diese absolute Veränderung ist additiv den beobachteten Werten der endogenen Variablen der der Prognoseperiode vorangegangenen Periode hinzuzufügen. Damit erhält man eine Prognose der endogenen Variablen.

¹Vgl.: Schneeweiß, H.: Ökonometrie, a.a.O., S.143

2.4.2. Multiplikative Ansatzformen

Falls in einem Modell eine multiplikative Ansatzform gilt, unterstellt man in der i-ten Gleichung ($i=1, \dots, G$) die theoretische Beziehung (Y_{ij} und X_{il} seien tatsächlich beobachtete Realisationen):

$$Y_{1t}^{\gamma_{i1}} \cdot \dots \cdot Y_{Gt}^{\gamma_{iG}} \cdot X_{1t}^{\beta_{i1}} \cdot \dots \cdot X_{Kt}^{\beta_{iK}} = e^{u_{it}} \quad \text{für } t=1, \dots, T$$

Logarithmiert man die Gleichung $\begin{cases} y_{jt} = \ln Y_{jt} & \text{für } j=1, \dots, G \\ \text{und setzt : } x_{lt} = \ln X_{lt} & \text{für } l=1, \dots, K \end{cases}$

so ergibt sich die gewohnte Form eines interdependenten Systems:

$$\gamma_{i1} y_{1t} + \dots + \gamma_{iG} y_{Gt} + \beta_{i1} x_{1t} + \dots + \beta_{iK} x_{Kt} = u_{it} \quad \text{für } t=1, \dots, T$$

2.4.2.1. Der Potenzansatz

In der vorangegangenen Gleichung können die Koeffizienten γ_{ij} und β_{il} wie gewohnt geschätzt werden, falls die Modellannahmen für diese Gleichung gelten.

Wird hier Y_{1t} als zu erklärende Variable angesehen, dann sind die Koeffizienten γ_{ij} und β_{il} die Elastizitäten von Y_1 bezüglich der entsprechenden Variablen. D.h. falls sich die G-te endogene Variable um 1% verändert, verändert sich Y_{1t} um $\gamma_{iG}\%$. Diese relative Veränderung erfolgt unabhängig von der absoluten Höhe von Y_{1t} und von Y_{Gt} .

Die Potenzfunktion hat einen Nachteil. Bildet man eine synthetische Variable als Differenz zweier Variablen, beispielsweise den Außenbeitrag als Differenz von Export und Import, so kommt es vor, daß Realisationen davon negativ werden. Dafür ist der Logarithmus nicht definiert. Dann formuliert man diese Beziehung als Quotienten aus Export dividiert durch Import. Dieses Verhältnis ist dann größer als Null.

Die Prognose der endogenen Variablen y_{it} ($i=1, \dots, G$) erfolgt durch Multiplikation der Matrix Π mit dem Vektor der Logarithmen der vorherbestimmten Variablen. Die absoluten Werte der endogenen Variablen Y_{it} werden durch Delogarithmieren bestimmt.

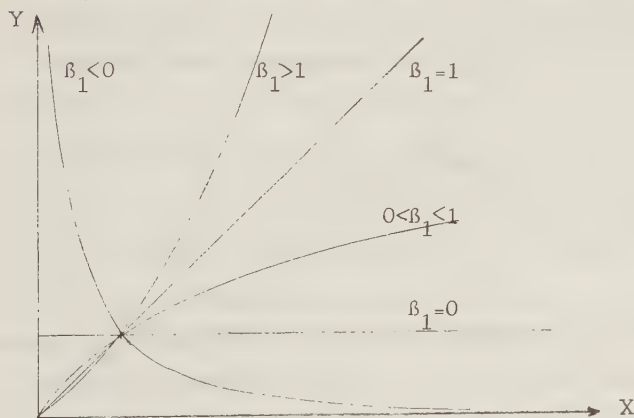
Der Potenzansatz läßt eine Vielfalt von nichtlinearen Beziehungen zwischen den beobachteten Variablen Y_{jt} und X_{lt} ($j=1, \dots, G$ und $l=1, \dots, K$) zu.

Gilt beispielsweise in einer einfachen Regressionsbeziehung zwischen zwei Variablen X_t und Y_t der Potenzansatz als theoretischer Zusammenhang, so lautet die theoretische Beziehung:

$$Y_t = e^{\beta_0} \cdot X_t^{\beta_1}$$

Durch Logarithmieren erhält man: $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t$, darauf kann man zur Parameterschätzung die lineare Regression anwenden.

Falls $\beta_1 > 1$ bzw. $\beta_1 = 1$ und $\beta_1 = 0$ bzw. $0 < \beta_1 < 1$ bzw. $\beta_1 < 0$ ist, nimmt Y als Funktion von X exponentiellen bzw. linearen bzw. logistischen bzw. hyperbolischen Verlauf an (Vgl. nachfolgende Abbildung)¹.



Y als Funktion von X bei einem Potenzansatz und alternativen β_1 , mit der theoretischen Beziehung: $Y_t = e^{\beta_0} \cdot X_t^{\beta_1}$.

Dadurch kann man sich vorstellen, wie vielfältig die Beziehungen bei mehreren Koeffizienten ungleich Null sind.

¹Vgl.: Schneeweiß, H.: Ökonometrie, a.a.O., S.52

2.4.2.2. Der Ansatz mit den relativen Differenzen

Beim Ansatz mit den relativen Differenzen werden die Beobachtungswerte Y_{jt} und X_{lt} in die Werte y_{jt} und x_{lt} transformiert durch folgende Rechenvorschrift:

$$y_{jt-1} = \frac{Y_{jt} - Y_{jt-1}}{Y_{jt-1}} \quad x_{lt-1} = \frac{X_{lt} - X_{lt-1}}{X_{lt-1}} \quad \begin{array}{l} \text{für } t=2, \dots, T \\ \text{für } j=1, \dots, G \\ \text{für } l=1, \dots, K \end{array}$$

Nach Theil¹ sind die relativen Differenzen approximativ die Differenzen zwischen den Logarithmen:

$$y_{jt-1} = \ln Y_{jt} - \ln Y_{jt-1} \quad ; \quad x_{lt-1} = \ln X_{lt} - \ln X_{lt-1} \quad \text{für } t=2, \dots, T$$

Unterstellt man dies, dann folgt der Ansatz mit den relativen Differenzen aus dem Potenzansatz unter der Annahme, daß die Zufallsglieder einem autoregressiven Prozeß erster Ordnung mit einem Autokorrelationskoeffizienten von $\rho = +1$ gehorchen. Diese Annahme ist wie bei dem Differenzenansatz problematisch. Zusätzlich verliert man ebenfalls wegen der Zuwächse den ersten Zeitpunkt zum Schätzen.

Der Ansatz mit den relativen Differenzen wird vor allem in den Niederlanden gerne verwandt^{2,3,4}.

Die Konstante, nämlich $x_{1t} = 1$, bedeutet hier einen exponentiellen Zeitrend.

Die Koeffizienten im Modell werden als Funktion der relativen Veränderungen geschätzt. Deshalb müssen für eine Prognose der endogenen Variablen zunächst deren relative Veränderungen bestimmt werden. Danach löst man die relativen Veränderungen zu absoluten Werten auf.

¹Vgl.: Theil, H.: Applied Economic Forecasting, Amsterdam 1971, S.47

²Vgl.: Nerlove, M.: A Tabular Survey..., a.a.O., S.158 f.

³Vgl.: van der Werf, D.: Die Wirtschaft..., a.a.O., S.18

⁴Vgl.: Theil, H.: Applied..., a.a.O., S.44 ff.

2.5. Aufbau eines simultanen linearen Modells mit der Erweiterten Schrittweisen Regression

Ein interdependentes Modell enthält mehrere endogene Variablen. Die gewöhnliche Methode der Schrittweisen Regression ist analog der multiplen Regression für nur eine einzige abhängige Variable entwickelt worden. Da bei mehreren endogenen Variablen Veränderungen im Verfahren der Schrittweisen Regression vorgenommen werden müssen, wird zunächst der einfache Fall erörtert.

2.5.1. Die Schrittweise Regression bei einer abhängigen Variablen

2.5.1.1. Vorgehensweise

Gegeben seien die Annahmen der multiplen Regression, insbesondere also eine abhängige Variable $\underline{y}$ und K unabhängige Variablen $\underline{x}_1, \dots, \underline{x}_K$ zu T Zeitpunkten. Zusätzlich sei der theoretische Regressionskoeffizient der K-ten unabhängigen Variablen Null ($\beta_K = 0$). Damit lautet der theoretische Zusammenhang:

$$\underline{y} = \beta_1 \underline{x}_1 + \beta_2 \underline{x}_2 + \dots + \beta_{K-1} \underline{x}_{K-1} + 0 \cdot \underline{x}_K + \underline{u} \quad \text{mit: } \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{K-1} \neq 0$$

$$\text{mit: } \underline{y} = \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_T \end{pmatrix}; \quad \underline{x}_i = \begin{pmatrix} x_{i1} \\ \vdots \\ x_{iT} \end{pmatrix} \quad (i=1, \dots, K); \quad \underline{u} = \begin{pmatrix} u_1 \\ \vdots \\ u_T \end{pmatrix}$$

Es können nur Realisationen der Variablen $\underline{y}, \underline{x}_1, \dots, \underline{x}_K$ beobachtet werden. Das Problem bei einer empirischen Auswahl einer geeigneten Regressionsbeziehung besteht darin, die unabhängigen Variablen, die $\underline{y}$ beeinflussen, also deren theoretischer Koeffizient ungleich Null ist, aufzuspüren. Um dieses Ziel zu erreichen, kann man schrittweise vorgehen. Als erstes führt man K einzelne Regressionen mit jeweils einer einzigen unabhängigen Variablen durch. Man testet die gefundenen Regressionskoeffizienten, ob ihr theoretischer Koeffizient bei einer vorgegebenen Sicherheit von Null verschieden ist. Der Koeffizient, der mit der größten Sicherheit von Null verschieden ist, wird in die vorläufige Lösung aufgenommen.

Jetzt werden (K-1) Regressionen mit dieser ausgewählten Variablen und jeweils einer der (K-1) anderen unabhängigen Variablen berechnet. Es sind jetzt die (K-1) Koeffizienten der unabhängigen Variablen zu testen, die noch nicht in der vorläufigen Lösung sind, gegen den theoretischen Wert Null zu testen. Der Koeffizient mit der größten Wahrscheinlichkeit für seine Nullverschiedenheit wird der Lösung hinzugefügt. Zusätzlich wird untersucht, ob der Koeffizient, der bisher schon in der Lösung ist, immer noch bei der gegebenen Sicherheit von Null verschieden ist. Ist dies der Fall, dann bleibt der Koeffizient in der Lösung, andernfalls wird er aus der Lösung ausgeschieden. Danach werden (K-2) Regressionen mit jeweils zwei unabhängigen Variablen in der eben beschriebenen Weise durchgeführt und die Koeffizienten werden ebenfalls gegen Null getestet. Das Verfahren wird entweder solange durchgeführt, bis kein signifikanter Koeffizient mehr der Lösung hinzugefügt werden kann, oder bis alle K unabhängigen Variablen in der Lösung sind. Im letzteren Fall sollte man sich alle Zwischenlösungen ausdrucken lassen, um so die Lösung zu erhalten, bei der möglichst viel Variation der endogenen Variablen y durch signifikant von Null verschiedene Koeffizienten der unabhängigen Variablen erklärt wird. In unserem Beispiel würde dies bedeuten, daß die ersten (K-1) Koeffizienten als von Null verschieden und der K-te Koeffizient $\hat{\beta}_K$ gleich Null erkannt werden.

Die mathematische Vorgehensweise ist im wesentlichen die Anwendung des normalen Simplex-Prozesses der Linearen Programmierung auf die Auflösung der Normalgleichungen zur Berechnung der Koeffizienten $\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_K$. Aus diesem Grund ergibt die Benutzung der Schrittweisen Regression genau das gleiche Ergebnis, wie die multiple Regression mit den unabhängigen Variablen, die durch die Schrittweise Regression signifikant von Null verschiedene Regressionskoeffizienten zugewiesen bekommen. Oder falls man die Schrittweise Regression solange durchführt, bis alle K Koeffizienten in der Lösung sind, entspricht diese Lösung genau der multiplen Regression.

Die Grundüberlegung der Schrittweisen Regression stammt von A. Hald ¹. Efroymsen ² liefert durch seine systematische Erweiterung mit dem Simplex Prozess und seinem Rechnerprogramm eine große Verbesserung.

Prinzipiell sind bei der Schrittweisen Regression zwei Alternativen möglich ³: Entweder werden in die erste Lösung alle Variablen aufgenommen und diejenige mit der geringsten Sicherheit für eine Nullverschiedenheit des Regressionskoeffizienten wird sukzessive ausgestoßen. Oder es wird, wie oben beschrieben, keine unabhängige Variable in die erste Lösung aufgenommen, dann die Variable, deren Koeffizient mit der größten Sicherheit von Null verschieden ist usw. In dieser Arbeit wird von der zweiten Alternative Gebrauch gemacht.

In der Literatur schlägt Kabe ⁴ eine Erweiterung für den Fall mehrerer abhängiger Variablen vor, diese abhängigen Variablen besitzen jedoch keine Zwischenbeziehungen, wie es bei einem simultanen System üblich ist.

2.5.1.2. Rechenverfahren

Zunächst werden für die lineare Beziehung: $\underline{y} = X \underline{\beta} + \underline{u}$ die Normalgleichungen nach der KQ-Methode gebildet:

$$Q = \sum_t (y_t - \hat{y}_t)^2 = \sum_t (y_t - \hat{\beta}_1 x_{1t} - \hat{\beta}_2 x_{2t} - \dots - \hat{\beta}_K x_{Kt})^2 \rightarrow \text{Min!}$$

¹Vgl.: Hald, A.: Statistical Theory with Engineering Applications, 6. Aufl., New York u.a. 1965, S.638 ff.

²Vgl.: Efroymsen, M.A.: Multiple Regression Analysis, in: Mathematical Methods for Digital Computers, Hrsg.: Ralston A. und Wilf, H.S., New York u.a. 1960, S.191 ff.

³Vgl.: Draper, N. und Smith, H.: Applied Regression Analysis, New York u.a. 1966, S.163 ff.

⁴Vgl.: Kabe, D.G.: Stepwise Multivariate Linear Regression, in: Journal of the American Statistical Association 58 (1963), S.770 ff.

$$\frac{\partial Q}{\partial \underline{\hat{\beta}}} = \underline{X}'\underline{y} - (\underline{X}'\underline{X}) \underline{\hat{\beta}} = 0$$

damit werden die Normalgleichungen zu:

$$(\underline{X}'\underline{X}) \underline{\hat{\beta}} = \underline{X}'\underline{y}$$

Dieses Gleichungssystem wird bei der multiplen Regression nach $\underline{\hat{\beta}}$ aufgelöst und alle K Regressionskoeffizienten werden berechnet, egal ob sie nur zufällig von Null verschieden sind oder nicht:

$$\underline{\hat{\beta}} = (\underline{X}'\underline{X})^{-1} \underline{X}'\underline{y}.$$

Die Methode der Schrittweisen Regression soll hier ausgehend vom Simplex - Tableau und den Abweichungen von einem Linearen Programm beschrieben werden ^{1,2}.

Die Zielfunktion dieses linearen Programms lautet:

$$\sum (y_t - \hat{y}_t)^2 \rightarrow \text{Min!}$$

Nach Johnston ³ kann diese Beziehung formuliert werden als:

$$\sum y_t^2 - \hat{\beta}_1 \sum x_{1t} y_t - \dots - \hat{\beta}_K \sum x_{Kt} y_t \rightarrow \text{Min!}$$

Die einen Nebenbedingungen sind die Normalgleichungen:

$$(\underline{X}'\underline{X}) \underline{\hat{\beta}} = \underline{X}'\underline{y}$$

Deutet man $(\underline{X}'\underline{X})$ als Aktivitätsmatrix A im normalen LP und $\underline{X}'\underline{y}$ als den Beschränkungsvektor $\underline{b}$, dann haben die Nebenbedingungen die Struktur:

$$A \cdot \underline{\hat{\beta}} = \underline{b}$$

Die zusätzliche Nebenbedingung für die Elemente aus $\underline{\hat{\beta}}$ ist:

¹Vgl.: Slater, L.J.: More Fortran Programs for Economists, Cambridge 1972, S.59 ff. (Kapitel 5: An Improved Method of Regression Analysis, mit Fortran Programm)

²Vgl. zum folgenden: Meyer, M. u.a.: Mathematische Planungsverfahren I, Essen 1973, S.21 ff. (Teil Lineare Programmierung)

³Vgl.: Johnston, J.: Econometric..., a.a.O., S.123 f.

Ein durch das Verfahren als von Null verschieden berechneter Regressionskoeffizient $\hat{\beta}_i$ soll mit einer statistischen Sicherheit von mindestens p% auch theoretisch von Null verschieden sein. Es gelte also:

$$w (\hat{\beta}_i^2 - t_{f,p\%}^2 \cdot \hat{s}_i^2 > 0) \geq p\%$$

mit: $\hat{\beta}_i$ der geschätzte Regressionskoeffizient
 $t_{f,p\%}$ die p% Fraktile der Studentverteilung mit f Freiheitsgraden
 $\hat{s}_i^2$ die Stichprobenstreuung von $\hat{\beta}_i$

Die Rechenvorschrift der Schrittweisen Regression kann man mit einem gewöhnlichen Linearen Programm vergleichen. Dieses lautet:

$$\begin{array}{ll} \sum c_j v_j & \rightarrow \text{Max!} & (\text{Zielfunktion}) \\ \sum a_{ij} v_j & \leq b_i & (\text{für alle Nebenbedingungen } i) \\ v_j & \geq 0 & (\text{Nichtnegativitätsbedingung für alle Variablen } j) \end{array}$$

Das Verfahren der Schrittweisen Regression unterscheidet sich von diesem Linearen Programm in fünffacher Hinsicht:

- die Minimierung der Zielfunktion anstatt der Maximierung
- die Gleichheitsbeziehung bei den Nebenbedingungen anstatt der "Kleiner-Gleich"- Beziehung
- die fehlende Nichtnegativitätsvorschrift
- die zusätzliche statistische Sicherheit der Variablen
- ein anderes Auswahlverfahren für die Bildung einer Basis bei jeder Iteration

Gemeinsam ist beiden Verfahren die Anwendung des Simplex Prozesses. Aus diesem Grund ist es sinnvoll, die Operationen der Schrittweisen Regression mit der bekannten Vorgehensweise bei einem Linearen Programm zu vergleichen. Die ersten drei Unterschiede können durch bekannte Abweichungsumformungen bei der Linearen Programmierung ausgeschaltet werden.

- Eine Zielfunktion, die minimiert wird, kann nach einer Multiplikation mit (-1) maximiert werden. ¹

¹Vgl.: Meyer, M. u.a.: Mathematische..., a.a.O., S.62

- Existiert in einem Linearen Programm in der i-ten Gleichung eine Gleichheitsbeziehung:

$$a_{ij} v_j = b_i,$$

dann führt Meyer¹ den i-ten Einheitsvektor als Schlupfvektor ein und tut so, als ob die i-te Gleichung gelaутet hätte:

$$a_{ij} v_j \leq b_i,$$

mit dem Schlupfvektor w_i wird die i-te Gleichung zu:

$$a_{ij} v_j + w_i = b_i.$$

Als Ausgleich dafür wird w_i in der Zielfunktion mit einer sehr kleinen negativen Zahl M (z.B. $M = -10\,000$) bewertet, da maximiert wird. Das führt dazu, daß man mit w_i die erste Basislösung bilden kann. Im Maximum tritt w_i wegen der negativen Bewertung nicht auf. So stimmt die Struktur im Maximum mit der geforderten überein.

- Die fehlende Nichtnegativitätsbedingung bedeutet eine Erweiterung des Lösungsraums.
- Die letzten beiden Unterschiede werden zusammen behandelt.
Bei einem normalen LP wird diejenige Variable p mit der größten positiven Differenz zwischen direktem und indirektem Ertrag in die nächste Basislösung aufgenommen. Aus der Basis wird die Variable l ausgeschieden, bei der der Bruch $\theta = b_l / a_{lp}$ am geringsten ist. Bei der Schrittweisen Regression erfolgt der Austausch durch die Kenngrößen F_{out} und F_{in} . Diese Größen sind das Quadrat der t'-Werte, also ein Maß für die signifikante Nullverschiedenheit, die auch durch die zusätzliche Nebenbedingung bei der Schrittweisen Regression bei allen Regressionskoeffizienten in der besten Lösung gefordert wird. F_{out} wird für die Variablen außerhalb der Basis, F_{in} für die Variablen in der Basis berechnet. Diejenige Variable mit dem höchsten F_{out} -Wert wird in die nächste Basis aufgenommen. Ist der Wert F_{in} einer Variablen in der Basis kleiner als die p% Fraktile der Studentverteilung und zusätzlich kleiner als das größte F_{out} , dann wird diese Variable aus der Basis entfernt.

¹Vgl.: ders., S.56 f.

Zur Bestimmung der F_{out} und F_{in} :

Soll die abhängige Variable $\underline{y}$ nur durch eine unabhängige Variable $\underline{x}$ mit einer linearen Abhängigkeit erklärt werden, so gilt:

$$\underline{y} = a \underline{x} + \underline{u}.$$

Man erhält hierfür $\hat{a}$ als Regressionskoeffizienten nach der KQ-Methode:

$$\hat{a} = \frac{\sum x_t y_t}{\sum x_t^2}$$

Der t -Wert von $\hat{a}$ wird berechnet:

$$t_{\hat{a}} = \frac{\hat{a}}{\hat{s} \cdot \sqrt{\alpha}} \quad \begin{array}{l} \hat{s} \text{ ist der Standardfehler in der Gleichung} \\ \alpha \text{ ist das entsprechende Diagonalelement der} \\ \text{Matrix } (X'X)^{-1} \end{array}$$

$$\hat{s}^2 = \frac{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2}{f} = \frac{\sum (y_t - \hat{a} x_t)^2}{f} \quad (f \text{ ist die Anzahl der Freiheitsgrade})$$

$$\hat{s}^2 = \frac{1}{f} \left(\sum y_t^2 - \frac{(\sum x_t y_t)^2}{\sum x_t^2} \right)$$

Quadriert man $t_{\hat{a}}$ und setzt $\alpha = 1/\sum x_t^2$ ein, so folgt:

$$t_{\hat{a}}^2 = \frac{\hat{a}^2}{\hat{s}^2 / \sum x_t^2} = \frac{(\sum x_t y_t)^2 / (\sum x_t^2)^2}{\frac{1}{f} \left((\sum y_t^2)(\sum x_t^2) - (\sum x_t y_t)^2 \right) / \sum x_t^2} \cdot 1 / \sum x_t^2$$

$$t_{\hat{a}}^2 = \frac{f (\sum y_t x_t)^2}{(\sum y_t^2)(\sum x_t^2) - (\sum x_t y_t)^2}$$

$t_{\hat{a}}^2$ ist also das Quadrat des t -Wertes des Regressionskoeffizienten a .

Der t -Wert kann für den Koeffizienten jeder unabhängigen Variablen $\underline{x}_1, \dots, \underline{x}_K$ vor einer Regression bestimmt werden. Man muß jedoch die aktuelle Anzahl von Freiheitsgraden um Eins vermindern, da durch die Hinzunahme einer Variablen in die Lösung ein Freiheitsgrad verloren wird. $t_{\hat{a}}^2$ gibt bei allen Variablen an, wie groß die Signifikanz des Regressionskoeffizienten sein wird. Da man danach strebt, eine Regressionsbeziehung mit signifikanten Koeffizienten zu finden, ist es sinnvoll, $t_{\hat{a}}^2$ als Auswahlkriterium für die Bildung der nächsten Basis zu verwenden. $t_{\hat{a}}^2$ entspricht F_{out} bei der ersten Iteration.

Zurück zur Regression $\underline{y} = \underline{a} \underline{x} + \underline{u}$. Die Variable sei als erste Lösung in die Basis aufgenommen. Es wird $\hat{\underline{y}} = \underline{y} - \hat{\underline{a}} \underline{x}$ gebildet.

Will man damit den t-Wert von $\hat{\underline{a}}$ bestimmen, so ergibt sich:

$$t_{\hat{\underline{a}}} = \frac{\hat{\underline{a}}}{s \cdot \sqrt{\alpha}}$$

$$t_{\hat{\underline{a}}}^2 = \frac{(\sum x_t y_t)^2 / (\sum x_t^2)^2}{\frac{1}{f} \sum \hat{y}_t^2 \cdot \frac{1}{\sum x_t^2}}$$

Analog diesem $t_{\hat{\underline{a}}}^2$ soll F_{in} für einen Koeffizienten in der Lösung berechnet werden.

Im vorangegangenen wurde aufgezeigt, wie die Kenngrößen F_{out} und F_{in} bei der ersten Iteration sinnvoll zu erklären sind.

Bei der Schrittweisen Regression werden die Größen F_{out} und F_{in} mit Elementen der oben definierten Matrix A und des Vektors $\underline{b}$ bestimmt. Definiert man eine Matrix $C = (\underline{y} \ \underline{X})' \cdot (\underline{y} \ \underline{X})$ mit $K+1$ Zeilen und Spalten, dann enthält c_{11} immer den aktuellen Wert der Zielfunktion, die restlichen Elemente der ersten Zeile enthalten die jeweiligen Koeffizienten in der Zielfunktion. Die restlichen Elemente werden mit dem Vektor $\underline{b}$ gebildet. Wird die erste Zeile und Spalte von C gestrichen, bleibt die Matrix A übrig.

$$C_{K+1, K+1} = \begin{array}{|c|c|} \hline \underline{y}'\underline{y} & \underline{X}'\underline{y} \\ \hline \underline{y}'\underline{X} & \underline{X}'\underline{X} \\ \hline \end{array}$$

Definiert man weiter eine Matrix W mit $K+1$ Zeilen und K Spalten. Die erste Zeile umfaßt die Koeffizienten der Schlupfvektoren $\underline{w}_i$ in der Zielfunktion, nämlich den Nullvektor. Falls man die Schlupfvektoren wegen der Gleichheitsrestriktion mit M sperren wollte, würde man einen Fehler begehen, da eine solche Bewertung eine Variationserklärung vortäuschen würde. Deshalb ist einzig eine Bewertung mit Null sinnvoll. Die restlichen K Zeilen und Spalten von W enthalten die K Einheitsvektoren $\underline{w}_i$ ($i=1, \dots, K$).

Setzt man jetzt die Matrizen C und W zur Matrix Z zusammen, dann folgt:

$$Z = (C, W) = \begin{array}{|c|c|c|} \hline \underline{y'y} & \underline{X'y} & \emptyset \\ \hline \underline{y'X} & X'X & I \\ \hline \end{array}$$

Dies ist das Ausgangstableau. Hat man nach Berechnung von F_{out} festgestellt, daß die i -te unabhängige Variable in die Lösung aufgenommen wird, ist zu klären, welche Schlupfvariable dafür die Basis verläßt. Sinnvollerweise ist dies die i -te. Damit das Element $z_{i+1,i+1}$ zu 1 wird, wird die $i+1$ te Zeile durch $z_{i+1,i+1}$ dividiert. Für jedes Element jeder Zeile $i+1$ gilt also die Umformung:

$$z'_{i+1,j} = z_{i+1,j} / z_{i+1,i+1} \quad \text{für } j=1, \dots, (2K+1)$$

Damit die $i+1$ te Spalte ein Einheitsvektor wird, werden alle anderen Elemente z_{kl} mit $k \neq i+1$ transformiert zu :

$$z'_{kl} = z_{kl} - z'_{i+1,l} \cdot z_{k,i+1} \quad \text{für } k \neq i+1$$

Verwendet man einen Rechner, dann ist es sehr wohl speicherplatzsparend, die Matrix W nicht explizit zu speichern, da sie am Anfang nur ein Nullvektor und eine Einheitsmatrix ist. Wird etwa der i -te Einheitsvektor $\underline{w}_i$ durch die Aufnahme der i -ten unabhängigen Variablen ein gewöhnlicher Vektor, so wird aber die $i+1$ te Spalte in C ein Einheitsvektor. Deshalb könnte man in dieser Spalte den neuen Vektor $\underline{w}'_i$ abspeichern. Dann muß man sich in einem besonderen Lösungsvektor merken, welcher Vektor in C ein Schlupfvektor ist und welcher nicht. Unter dieser Annahme braucht man im folgenden nur noch die Matrix C betrachten. Für eine Transformation der Elemente aus C gelten dann die folgenden Bildungsvorschriften¹:

$$\begin{aligned} c'_{i+1,i+1} &= 1 / c_{i+1,i+1} \\ c'_{i+1,j} &= c_{i+1,j} / c_{i+1,i+1} \quad \text{für } j=1, \dots, K+1, j \neq i+1 \\ c'_{k,l} &= c_{kl} - c'_{i+1,l} \cdot c_{k,i+1}; \quad \text{für } k=1, \dots, K+1, l=1, \dots, K+1 \\ &\quad \text{für } k \neq i+1, l \neq i+1 \\ c'_{k,i+1} &= -c_{k,i+1} / c_{i+1,i+1} \quad \text{für } k=1, \dots, K+1, k \neq i+1 \end{aligned}$$

¹Vgl.: Slater, L.J.: An Improved Method., a.a.O., S.64

Da die Pivotoperation nichts anderes ist, als jeweils spaltenweise die Inverse zu bilden, enthält das Element $w'_{i+1,i}$ das aktuelle Diagonalelement der Matrix $(X'X)^{-1}$ für den Regressionskoeffizienten $\hat{\beta}_i$. Leicht einzusehen ist dies für den Fall einer einzigen unabhängigen Variablen in der Lösung. Dann ist: $w_{i+1,i} = 1 / \sum_t x_{it}^2 = (\underline{x}_i' \underline{x}_i)^{-1}$. Ebenfalls, wenn alle K unabhängigen Variablen die Lösung bilden. Seien jedoch r unabhängige Variablen in der Lösung! Dann sollen in der Matrix Z alle Zeilen und Spalten, die keine dieser r -Variablen oder keine der zugehörigen r Schlupfvariablen umfassen, gestrichen werden. Übrig bleibt eine Restmatrix mit $2 \cdot r$ Spalten und r Zeilen. In dieser Matrix bildet die erste Hälfte die Einheitsmatrix. Die zweite Hälfte ist die Inverse zu der Kovariationsmatrix der r ausgewählten unabhängigen Variablen in der Lösung. Deshalb kann man diese Elemente für den t -Test verwenden.

Benutzt man die speichersparende Version, so enthält jeweils das Element $c'_{i+1,i+1}$ das zugehörige Diagonalelement aus der jeweiligen Matrix $(X'X)^{-1}$ für eine Variable i in der Lösung. Nach diesen Vorüberlegungen wird es verständlich, wie die Größen F_{out} und F_{in} zu bestimmen sind ¹:

F_{out} war bei der ersten Iteration für den Koeffizienten $\hat{\beta}_i$:

$$F_{out} = \frac{(f-1) \cdot (\sum x_{it} y_t)^2}{(\sum y_t^2)(\sum x_{it}^2) - (\sum x_{it} y_t)^2}$$

Mit den Elementen der Matrix C ausgedrückt, gilt bei jeder Iteration:

$$F_{out} = \frac{(f-1) c_{i+1,1}^2}{c_{11} \cdot c_{i+1,i+1} - c_{i+1,1}^2}$$

F_{in} wird nach jeder Transformation mit den Elementen c'_{ij} berechnet:

$$F_{in} = \frac{f \cdot c_{i+1,1}'^2}{c_{11}' \cdot c_{i+1,i+1}'}$$

¹Vgl.: Slater, L.J.: An Improved Method., a.a.O., S.63

Wird eine Schrittweise Regression bis zum Ende durchgeführt, dann erhält man dieselben Schätzwerte $\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_K$, wie man sie auch durch die normale multiple Regression erhalten würde. Damit wäre aber die Nebenbedingung der Signifikanz der Koeffizienten bei mindestens p% verletzt. Deshalb kann nur als Lösung im Sinne dieser Nebenbedingung eine Regressionsbeziehung mit signifikanten Parametern in Frage kommen. Es wird diejenige Beziehung mit signifikanten Koeffizienten in Frage kommen, bei der der Wert der Zielfunktion am kleinsten ist, d.h. die unerklärte Variation ist bei den Modellkonstellationen ein Minimum.

2.5.1.3. Nichtanwendbarkeit der Schrittweisen Regression bei mehr als einer abhängigen (bzw. endogenen) Variablen

Die gewöhnliche Schrittweise Regression berechnet nur die Abhängigkeit einer abhängigen von mehreren unabhängigen Variablen unter den Modellannahmen der multiplen Regression. Wird dagegen für eine der "unabhängigen" Variablen die Modellannahme der Unabhängigkeit aufgegeben, dann entsteht bei der Anwendung der gewöhnlichen KQ-Regression zur Bestimmung der Normalgleichungen das "Problem der Fehler in den Variablen"¹. Das hat zur Folge, daß die Schätzwerte nach der gewöhnlichen Schrittweisen Regression sowohl verzerrt als auch inkonsistent sind. Diese Einschränkung hat man für die simultanen Systeme durch andere Schätzverfahren umgangen. Dagegen existiert eine solche Erweiterung für die Schrittweise Regression bis jetzt offensichtlich noch nicht. Aus diesem Grund wird jetzt die "Erweiterte" Schrittweise Regression für die normalen Modellannahmen von interdependenten Systemen entwickelt. Dieses neue Verfahren liefert in Analogie zu den Zweistufigen Kleinsten Quadraten konsistente Schätzwerte.

¹Vgl.: oben, S.8

2.5.2. Erweiterung der Schrittweisen Regression bei mehr als einer endogenen Variablen

In einem simultanen System soll in einer Gleichung genau eine endogene Variable durch mehrere endogene und vorherbestimmte Variablen erklärt werden, ohne daß eine solche Schätzung inkonsistent ist. Dieses Problem löst 2SLS durch die erste Stufe, in der die restlichen endogenen Variablen mit einem Koeffizienten a priori ungleich Null durch die vorherbestimmten Variablen geschätzt werden. Diese Schätzungen sind dann nicht mehr mit dem Störglied der entsprechenden Gleichung korreliert. 2SLS berechnet jetzt unter Verwendung dieser Schätzungen der endogenen und der vorherbestimmten Variablen in der zweiten Stufe die konsistenten Regressionskoeffizienten.

Soll etwa in der ersten Gleichung der Strukturform die Variable y_1 erklärt werden, und gelten keine a priori Restriktionen über bestimmte Koeffizienten der endogenen bzw. vorherbestimmten Variablen, dann lautet die erste Gleichung der Strukturform:

$$y_{1t} = \gamma_{12}y_{2t} + \dots + \gamma_{1G}y_{Gt} + \beta_{11}x_{1t} + \dots + \beta_{1K}x_{Kt} + u_{1t} \quad \text{für } t=1, \dots, T$$

oder in Matrixschreibweise:

$$\underline{y}_1 = Y_1 \underline{\gamma}'_1 + X \underline{\beta}' + \underline{u}_1$$

mit:

$$\underline{y}_1 = \begin{pmatrix} y_{11} \\ \vdots \\ y_{1T} \end{pmatrix} \quad Y_1 = \begin{pmatrix} y_{21} \dots y_{G1} \\ \vdots \\ y_{2T} \dots y_{GT} \end{pmatrix} \quad \underline{\gamma}'_1 = \begin{pmatrix} \gamma_{12} \\ \vdots \\ \gamma_{1G} \end{pmatrix}$$

$$X = \begin{pmatrix} x_{11} & \dots & x_{K1} \\ \vdots & & \vdots \\ x_{1T} & \dots & x_{KT} \end{pmatrix} \quad \underline{\beta}' = \begin{pmatrix} \beta_{11} \\ \vdots \\ \beta_{1K} \end{pmatrix} \quad \underline{u}_1 = \begin{pmatrix} u_{11} \\ \vdots \\ u_{1T} \end{pmatrix}$$

In der ersten Stufe werden die restlichen $G-1$ endogenen Variablen durch eine lineare Regression mit allen K vorherbestimmten Variablen geschätzt:

$$\hat{Y}_1 = X (X'X)^{-1} X' Y_1$$

Die Matrix $\hat{V}_1$ bezeichne die Differenz von Y_1 und $\hat{Y}_1$:

$$\hat{V}_1 = Y_1 - \hat{Y}_1.$$

Setzt man $\hat{Y}_1$ ein, so folgt:

$$\underline{y}_1 = \hat{Y}_1 \underline{x}'_1 + X \underline{\beta}' + (\underline{u}_1 + \hat{V}_1 \underline{x}'_1)$$

Faßt man auf der rechten Seite die Variablen zu D zusammen:

$$D = (\hat{Y}_1 \ X),$$

dann gilt:

$$\underline{y}_1 = D \cdot \begin{pmatrix} \underline{x}'_1 \\ \underline{\beta}' \end{pmatrix} + (\underline{u}_1 + \hat{V}_1 \underline{x}'_1)$$

Wendet man auf diese Beziehung die Methode der Kleinsten Quadrate an, so wird man konsistente Schätzwerte erhalten, da die Variablen, zumindest für $T \rightarrow \infty$, nicht mit dem Störglied korreliert sind.

$$KQ: \quad \tilde{\underline{u}}_1 = (\underline{y}_1 - \tilde{\underline{y}}_1) = (\underline{y} - D \cdot \begin{pmatrix} \hat{\underline{x}}'_1 \\ \hat{\underline{\beta}}' \end{pmatrix})$$

$$Q = \tilde{\underline{u}}'_1 \tilde{\underline{u}}_1 \rightarrow \text{Min!}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \begin{pmatrix} \hat{\underline{x}}'_1 \\ \hat{\underline{\beta}}' \end{pmatrix}} = -2 D' \underline{y}_1 + 2 (D'D) \begin{pmatrix} \hat{\underline{x}}'_1 \\ \hat{\underline{\beta}}' \end{pmatrix} = 0$$

Damit ergeben sich die Normalgleichungen zur Bestimmung von $\begin{pmatrix} \hat{\underline{x}}'_1 \\ \hat{\underline{\beta}}' \end{pmatrix}$:

$$(D'D) \begin{pmatrix} \hat{\underline{x}}'_1 \\ \hat{\underline{\beta}}' \end{pmatrix} = D' \underline{y}_1$$

Die Normalgleichungen können nicht nach $\begin{pmatrix} \hat{\underline{x}}'_1 \\ \hat{\underline{\beta}}' \end{pmatrix}$ aufgelöst werden, da die Inverse zu $(D'D)$ nicht existiert. D hat nämlich $(K+G-1)$ Spalten und T Zeilen. Da $\hat{Y}_1$ als Linearkombination der $\underline{x}_1, \dots, \underline{x}_K$ gebildet ist, wird der Rang von X (nämlich K) durch Hinzunahme von $\hat{Y}_1$ nicht erhöht. Deshalb hat auch D den Rang K. Da $(D'D)$ $(K+G-1)$ Zeilen und Spalten hat, ist $(D'D)$ singulär. Aus den Normalgleichungen lassen sich also K Koeffizienten bestimmen, die restlichen Koeffizienten sind frei wählbar. Man könnte diese $(G-1)$ Koeffizienten auch mit Null bestimmen. Man weiß jedoch nicht a priori, welche Koeffizienten Null sind. Deshalb ist es sinnvoll, die potentiellen Koeffizienten darauf

zu testen, ob ihr theoretischer Koeffizient mit einer bestimmten Sicherheitswahrscheinlichkeit von Null verschieden ist oder nicht. Dies erfolgt mit dem t-Test. Setzt man zunächst alle Koeffizienten gleich Null. Danach wird man den Koeffizienten ungleich Null setzen, von dem mit der größten Sicherheit anzunehmen ist, daß er von Null verschieden ist. Darauf werden jeweils die Variablen in die Lösung aufgenommen, von deren theoretischen Koeffizienten mit der geforderten Sicherheit zu erwarten ist, daß sie von Null verschieden sind. Es können aber höchstens K Koeffizienten, die ungleich Null sind, in eine Lösung aufgenommen werden. Die restlichen, mindestens G-1, Koeffizienten werden gleich Null gesetzt, da mit großer Sicherheit anzunehmen ist, daß deren theoretische Koeffizienten ebenfalls Null sind. Dieses Vorgehen erinnert an die Schrittweise Regression. Jedoch kann man die Schrittweise Regression nicht unverändert auf obige Normalgleichungen anwenden. Es sind einige Änderungen notwendig.

Als Zielfunktion würde die gewöhnliche Schrittweise Regression im derzeitigen Fall $\tilde{u}_1' \tilde{u}_1$ verwenden. Im interdependenten Fall berechnen sich jedoch die Residuen als $\hat{u}_1$ ¹:

$$\hat{u}_1 = y_1 - Y_1 \hat{\gamma}_1 - X \hat{\beta} \quad (\text{in } (\hat{\gamma}_1 \hat{\beta}) \text{ sind mindestens } (G-1) \text{ Elemente Null})$$

Deshalb ist bei jeder Iteration die nicht erklärte Variation $\hat{u}_1' \hat{u}_1$ zu berechnen und als Zielfunktionswert anzugeben. Selbstverständlich bleiben die Normalgleichungen in der obigen Form erhalten, da nur durch diese Beziehung konsistente Schätzwerte garantiert werden.

Die Kenngrößen F_{out} und F_{in} werden im Fall der gewöhnlichen Schrittweisen Regression ebenfalls als Funktion von $\tilde{u}_1' \tilde{u}_1$ berechnet. Im jetzigen Fall muß gewährleistet werden, daß $\hat{u}_1' \hat{u}_1$ verwendet wird, da bei 2SLS die t-Werte als Funktion von $\hat{u}_1' \hat{u}_1$ bestimmt werden.

¹Vgl. : oben, S. 11

Für eine richtige Berechnung der Größen F_{out} und F_{in} ergibt sich bei Verwendung mindestens zweier endogener Variablen folgendes:

- F_{out} kann im Fall einer Regression: $\underline{y}_1 = a \underline{y}_2 + 0x_1 + \dots + 0x_K$ nicht mehr nach der ursprünglichen Formel:

$$F_{out} = \frac{(f-1) (\sum y_{1t} y_{2t})^2}{(\sum y_{1t}^2)(\sum y_{2t}^2) - (\sum y_{1t} y_{2t})^2}$$

berechnet werden.

Bei dem konsistenten Schätzverfahren 2SLS lautet die zu minimierende Funktion zur Bestimmung von $\hat{a}$:

$$Q = \sum (y_{1t} - \hat{a} \hat{y}_{2t})^2 \rightarrow \text{Min!} \quad (\hat{y}_2 = X(X'X)^{-1} X' y_2)$$

daraus folgt die Normalgleichung:

$$\frac{\partial Q}{\partial \hat{a}} = -2 \sum \hat{y}_{2t} (y_{1t} - \hat{a} \hat{y}_{2t}) = 0 ; \Rightarrow \hat{a} = \frac{\sum y_{1t} \hat{y}_{2t}}{\sum \hat{y}_{2t}^2}$$

Die Residuen werden berechnet als:

$$\hat{u}_1 = y_1 - \hat{a} y_2$$

Testet man $\hat{a}$ gegen den theoretischen Wert Null, so findet man $t_{\hat{a}}$:

$$t_{\hat{a}} = \hat{a} / s \cdot \sqrt{\alpha} \quad \alpha \text{ ist das entsprechende Diagonalelement der Matrix } (D'D)^{-1}, \text{ hier: } \alpha = 1 / \sum \hat{y}_{2t}^2$$

Für F_{out} als Quadrat von $t_{\hat{a}}$ folgt dann:

$$F_{out} = \frac{f \cdot \hat{a}^2}{\sum \hat{u}_{1t}^2 \cdot 1 / \sum \hat{y}_{2t}^2} = \frac{f \cdot (\sum y_{1t} \hat{y}_{2t})^2 / (\sum \hat{y}_{2t}^2)^2}{\sum \hat{u}_{1t}^2 \cdot 1 / \sum \hat{y}_{2t}^2}$$

Nach dem Kürzen ergibt sich:

$$F_{out} = \frac{f (\sum y_{1t} \hat{y}_{2t})^2}{\sum \hat{u}_{1t}^2 \sum \hat{y}_{2t}^2}$$

Die Variation $\sum \hat{u}_{1t}^2$ kann wegen der fehlenden Variationszerlegung im interdependenten Fall nicht weiter aufgespalten werden. Da dies, wie eben gezeigt, im Spezialfall nicht möglich ist, gilt es auch nicht im allgemeinen Fall.

Da die potentiellen Residuen nicht aus einer Kombination von Elementen aus C folgen, müssen sie für jeden Regressionskoeffizienten bei jeder Iteration gesondert berechnet werden. Das bedeutet einen hohen Rechenaufwand. Das Element $(c_{i+1,1})$ entspricht der Summe der gemischten Glieder, $(c_{i+1,i+1})$ der Summe der quadrierten Glieder.

Die Anzahl der Freiheitsgrade vermindert sich bei Hinzunahme einer erklärenden Variablen um Eins, deshalb ist bei F_{out} die gegenwärtige Anzahl von Freiheitsgraden um Eins zu verkleinern.

Deshalb berechnet sich F_{out} im Fall mindestens einer endogenen Variablen als erklärender nach:

$$F_{out} = \frac{(f-1) (c_{i+1,1})^2}{\sum \hat{u}_{1t}^2 \cdot c_{i+1,i+1}} \quad \text{Dabei ist } \sum \hat{u}_{1t}^2 \text{ für jeden Koeffizienten bei jeder Iteration gesondert zu berechnen}$$

- Die Kenngrößen F_{in} der Koeffizienten in der Lösung sind wegen der fehlenden Variationszerlegung ebenfalls anders zu bestimmen. Die nicht erklärte Variation auf jeder Stufe wird mit den ausgewählten Variablen als $\hat{u}_{1*}' \hat{u}_{1*}$ berechnet. Die Werte F_{in} ergeben sich als:

$$F_{in} = \frac{f \cdot c_{i+1,1}^2}{\sum \hat{u}_{1*}' \hat{u}_{1*} \cdot c_{i+1,i+1}}$$

F_{in} wird nach einer Iteration mit den Elementen c'_{ij} bestimmt.

Die nächste Erweiterung besteht darin, daß bei jeder Iteration abgefragt wird, ob die Anzahl der als ungleich Null berechneten Koeffizienten kleiner oder gleich K ist. Sollte K überschritten werden, so wird der Iterationsprozeß abgebrochen.

Die letzte Ergänzung fragt bei jeder Stufe ab, ob die nicht erklärte Variation $\hat{u}_{1*}' \hat{u}_{1*}$ tatsächlich geringer ist, als die nicht erklärte Variation auf einer vorangegangenen Stufe. Nur falls diese Variation geringer ist, wird die derzeitige Lösung weiter betrachtet, bis eine Lösung mit geringerer unerklärter Variation mit signifikanten Parametern

tern gefunden wird. Diese Einfügung erfolgte, da im interdependenten Fall die Variationszerlegung nicht mehr gilt.

Mit diesen Erweiterungen wird die Schrittweise Regression zur Erweiterten Schrittweisen Regression, die immer anzuwenden ist, falls in einer Gleichung mehr als eine endogene Variable vorkommt. Die fünf Ergänzungen waren:

- Einfügen der ersten Stufe
- Zielfunktion berechnet sich als: $\hat{u}_1' \hat{u}_1$
während die Normalgleichungen als Funktion der: $\tilde{u}_1' \tilde{u}_1$ bestimmt werden, damit erhält man konsistente Schätzwerte
- Die Größen F_{out} und F_{in} folgen aus: $\hat{u}_1' \hat{u}_1$
- Abfrage, ob mehr als K Koeffizienten die Lösung bilden
- Optimale Lösung ist die, bei der die nicht erklärte Variation mit höchstens K signifikanten Regressionskoeffizienten am geringsten ist

Insbesondere gegen den vierten Punkt könnte man einwenden, daß nicht mehr als K Koeffizienten ungleich Null geschätzt werden dürfen. Doch diese Bedingung ist nichts anderes als die Abzählregel oder die notwendige Identifikationsbedingung. Nach dieser muß gelten:

$K - k = k_0 \geq g - 1$, daraus folgt:

$K \geq k + g - 1$.

Der Subtrahend 1 steht dafür, daß die erste Variable y_1 zu -1 normiert, also nicht geschätzt wird. Aus diesem Grund können auch nach der notwendigen Identifikationsbedingung höchstens K Koeffizienten ungleich Null geschätzt werden. Dadurch wird andererseits gewährleistet, daß jede Lösung nach der Erweiterten Schrittweisen Regression auch die notwendige Identifikationsbedingung erfüllt.

2.5.3. Die Modellspezifikation mit der Erweiterten Schrittweisen Regression

Nachdem im vorletzten Abschnitt das Problem der Inkonsistenz der Schätzwerte beseitigt worden ist, das entsteht, wenn die gewöhnliche Schrittweise Regression auf eine Gleichung angewendet wird, die mehr als eine endogene Variable enthält, soll jetzt ein Strukturmodell aufgebaut werden, bei dem alle Gleichungen nacheinander mit der Erweiterten Schrittweisen Regression geschätzt werden.

Gegeben sei die Strukturform eines simultanen linearen Systems ohne a priori Information über die Koeffizienten:

$$\left. \begin{aligned} \gamma_{11}y_{1t} + \gamma_{1G}y_{Gt} + \beta_{11}x_{1t} + \dots + \beta_{1K}x_{Kt} &= u_{1t} \\ \gamma_{G1}y_{1t} + \gamma_{GG}y_{Gt} + \beta_{G1}x_{1t} + \dots + \beta_{GK}x_{Kt} &= u_{Gt} \end{aligned} \right\} \text{für } t=1, \dots, T$$

Man erklärt zunächst die Variable y_1 in der ersten Zeile und normiert also $\gamma_{11} = -1$. Die restlichen $G-1$ endogenen Variablen werden als Linearkombination der K vorherbestimmten Variablen dargestellt. Die Erweiterte Schrittweise Regression wird zur Erklärung von y_1 durch $D = (\hat{Y}_1 \ X)$ angewendet. Die Koeffizienten, die man für die unbekannten γ_{1j} und β_{1l} erhält, sind entweder Null oder ungleich Null. Die Anzahl derjenigen, die ungleich Null sind, ist höchstens $K+1$. Sei $\underline{\gamma}_1^+$ und $\underline{\beta}_1^+$ die Lösung für die erste Gleichung nach der Erweiterten Schrittweisen Regression, dann sind damit die Koeffizienten der ersten Gleichung numerisch bestimmt.

In der zweiten Gleichung könnte man noch einmal y_1 erklären lassen. Dann erhält man aber genau die gleichen Koeffizienten wie in der ersten Zeile. Damit vermindert sich der Rang von Γ um Eins. Dadurch ist Γ nicht mehr invertierbar und die reduzierte Form kann nicht bestimmt werden. Aus diesem Grund wird jede endogene Variable im gesamten System genau einmal erklärt.

bereits erfüllt. Zusätzlich wird, wenn das gesamte Modell spezifiziert ist, auch die notwendige und hinreichende Identifikationsbedingung, die Rangregel, untersucht ¹.

Gegen das durch die Erweiterte Schrittweise Regression entstandene Modell kann man kritisch einwenden, daß es stark vom vorgegebenen Datensatz abhängt. Die Spezifikation verändert sich, je nachdem, welchen Zeitraum man verwendet. Dies ist richtig. Jedoch benutzen die bisherigen Modellbauer die Zeitreihen auch nur aus einem bestimmten Untersuchungszeitraum und stellen damit OLS-Voruntersuchungen an. Diese Untersuchungen sind jedoch nicht objektiv nachprüfbar, ein Modell nach der Erweiterten Schrittweisen Regression jedoch sehr wohl. Damit ein ökonometrisches Modell nach der neuen Art nicht allzusehr vom zeitlichen Bezug geprägt wird, sollte der Schätzzeitraum mindestens einen vollständigen Konjunkturzyklus umfassen. Ob ein volkswirtschaftliches Strukturmodell, das die bestehende Struktur einer Volkswirtschaft abbilden soll, brauchbar ist, obwohl es nach der Erweiterten Schrittweisen Regression geschätzt wurde, hängt letztlich davon ab, ob seine Implikationen, insbesondere die gefundenen a priori Bedingungen, volkswirtschaftlich zu vertreten sind oder lediglich Nonsense-Korrelationen darstellen.

¹Vgl.: Oben, S.7

2.6. Auswahl der am besten geeigneten Ansatzform für die Modellspezifikation durch historische Prognosen

Bei allen vier Ansatzformen werden Strukturmodelle spezifiziert, in denen die Koeffizienten signifikant sind und die Gleichungen ein Minimum an unerklärter Variation enthalten. So entstanden vier unterschiedlich spezifizierte Strukturmodelle. Aus diesem Grund bereitet es große Schwierigkeiten zu entscheiden, welches der vier Modelle als das am besten geeignete anzusehen ist.

Das Entscheidungskriterium soll von den historischen Prognosen abhängig sein. Da auch ein interdependentes Modell letztlich der Prognose dient, erscheint diese Vorgehensweise sinnvoll. Als Abweichungsmaß sollen die prozentualen Abweichungen der prognostizierten von den tatsächlichen Werten der endogenen Variablen im Stichprobenzeitraum verwendet werden.

Theil ¹ schlägt seinen Ungleichheitskoeffizienten als entsprechendes Maß vor. Der Ungleichheitskoeffizient verwendet die relativen Veränderungen der endogenen Variablen zwischen zwei Perioden. Die quadrierte Differenz der beobachteten von den vorhergesagten relativen Veränderungen wird aufsummiert und bildet im wesentlichen das Ungleichheitsmaß. Jedoch wird beim Ansatz mit den relativen Differenzen durch die Methode der "Kleinsten Quadrate" die Summe dieser quadrierten Differenzen minimiert. Dadurch wäre diese Ansatzform bevorzugt. Deshalb wird von einer Verwendung des Ungleichheitskoeffizienten Abstand genommen.

Die Deutsche Bundesbank ² verwendet als Maß die Wurzel aus dem

¹Vgl.: Theil, H.: Applied Economic..., a.a.O., S.59

²Vgl.: Deutsche Bundesbank: Aufbau und Ergebnisse des ökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank, in: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank 27 (1975), S.32 f.

mittleren quadrierten Fehler der relativierten prozentualen Abweichungen der prognostizierten von den tatsächlichen Realisationen einer endogenen Variablen. Dieses Maß kann man leicht auf alle endogenen Variablen erweitern. Dieses Maß gewichtet größere Abweichungen besonders stark. Deshalb soll noch ein zweites Maß für die Prognosegüte eines Modells eingeführt werden. Dies ist das geometrische Mittel der relativierten prozentualen Fehler aller endogenen Variablen in der Stichprobenperiode. Das geometrische Mittel unterschätzt Ausreißer.

Sei:

y_{it} der tatsächlich gemessene Wert der i -ten endogenen Variablen in Periode t

$\hat{y}_{it}$ der vorhergesagte Wert für y_{it}

G die Anzahl der endogenen Variablen

T der Stichprobenumfang

dann lautet die Wurzel aus dem mittleren quadrierten Fehler (rmse):

$$\text{rmse} = \sqrt{\frac{1}{T \cdot G} \sum_t \sum_i \left(\frac{y_{it} - \hat{y}_{it}}{y_{it}} \right)^2} - 1$$

Während für das geometrische Mittel folgt (gMF):

$$\text{gMF} = \sqrt[G \cdot T]{\prod_t \prod_i \left(1 + \left| \frac{y_{it} - \hat{y}_{it}}{y_{it}} \right| \right)} - 1$$

Die beste Ansatzform soll sich durch die Prognosegüte bezüglich beider Prognosemaße auszeichnen. Deshalb werden den Ansatzformen nach jedem Prognosemaß Ränge zugeteilt. Die Ansatzform soll als die beste gelten, die nach beiden Maßen den geringsten durchschnittlichen Rang besitzt. Für diese Ansatzform muß dann aber auch der volkswirtschaftliche Gehalt der Strukturform untersucht werden.

3. Empirischer Teil: Aufbau eines ökonometrischen Modells für die Bundesrepublik Deutschland nach der Methode der Erweiterten Schrittweisen Regression

Oben ¹ wurde gezeigt, daß es nur dann sinnvoll ist, ein ökonometrisches Modell aufzustellen, wenn bekannt ist, welche Variablen vorherbestimmt sind. Erst dann kann man zur Schätzung der Koeffizienten einer Gleichung ein konsistentes Schätzverfahren wie die Zweistufigen Kleinsten Quadrate anwenden.

In jeder Gleichung wählt die Schrittweise Regression jeweils die Variable mit dem höchsten t -Wert aus. In der Erweiterten Schrittweisen Regression besteht die zulässige Menge aus allen vorherbestimmten und den endogenen Variablen nach der ersten Stufe. Aus diesem Grund muß man, wenn man ein simultanes Modell nach der Erweiterten Schrittweisen Regression erstellen will, a priori alle endogenen und alle vorherbestimmten Variablen des Modells angeben. Die Auswahl der endogenen und der vorherbestimmten Variablen erfolgt hier ausschließlich nach subjektiven Gesichtspunkten. Dagegen erfolgt die Verknüpfung der Variablen in der Strukturform nach einem objektiven Verfahren. Bei einem gewöhnlichen interdependenten Schätzverfahren, wie 2SLS, wird sowohl die Auswahl der Variablen als auch die Auswahl der Verknüpfungen in der Strukturform ausschließlich nach subjektivem Gutdünken durchgeführt ². Aus diesem Grund kann man unterstellen, daß lediglich die Auswahl der zu verwendenden Variablen nach persönlichen Gesichtspunkten sehr wohl akzeptabel ist.

Normalerweise besteht ein interdependentes Modell ³ aus stochasti-

¹Vgl.: Oben, S.17 f.

²Vgl.: Hansen, G.: Ein ökonometrisches Modell..., a.a.O., S.62

³Vgl.: Schneeweiß, H.: Ökonometrie, a.a.O., S.249

schen, technologischen, institutionellen und Definitionsgleichungen. Da die Übergänge fließend sind, sollte man im wesentlichen die stochastischen von den Definitionsgleichungen unterscheiden. Die Koeffizienten der stochastischen Gleichungen werden geschätzt, während die Koeffizienten der Definitionsgleichungen durch die Definition gegeben sind. Eine Definitionsgleichung kann einem interdependenten Modell, das nur aus stochastischen Gleichungen besteht, leicht hinzugefügt werden. Beispielsweise braucht man nur die nominellen Zeitreihen von Konsum, Investition und Außenbeitrag zu addieren, um definitionsgemäß die Zeitreihe des nominellen Volkseinkommens zu erhalten. Deshalb könnte man von einer Verwendung des nominellen Volkseinkommens als Modellvariable Abstand nehmen, falls die drei anderen Variablen bereits im Modell enthalten sind. Dadurch umgeht man eventuell das Problem der Kollinearität. Zum anderen hält man damit das Modell auch relativ klein und überschaubar.

3.1. Auswahl der Variablen und ihrer Zeitreihen

Aufgrund der obigen Ausführungen und der Kenntnis der volkswirtschaftlichen Theorie wurden die folgenden 13 endogenen und 7 vorherbestimmten ökonomischen (bzw. acht mit dem konstanten Term) Variablen für den Aufbau eines makroökonomischen Modells als sinnvoll und notwendig erachtet. Der Schätzzeitraum ist die Periode 1960-1974 und umfaßt damit 15 Jahreszeitpunkte. Die Daten von 1971-1974 sind "vorläufige" Ergebnisse. Die Zeitreihen enthalten also die Baisse von 1967 und 1974/75 und die sonstige Aufwärtsentwicklung. Die Jahre ab 1969 sind zusätzlich durch einen Inflationstrend gekennzeichnet. Da das Modell insbesondere den Geldmarkt der BRD näher betrachten soll, werden bis auf das reale Volkseinkommen nur nominelle Reihen verwendet, die im Gegensatz zu den realen Reihen einer expansiven Geldmengenpolitik mit Preissteigerungen folgen. Das Volkseinkommen wurde als reale Reihe angesetzt, da es insbesondere durch die monetaristische Kontroverse ungeklärt ist, ob das reale Volkseinkommen durch die Geldmenge oder durch die autonomen Ausgaben des Staates beeinflusst wird.

Die Daten stammen entweder aus der Vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW)¹, aus den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank (MBDB)², aus den Statistischen Jahrbüchern (StJB)³ oder schließlich der Aktienindex der Frankfurter Allgemeinen Zeitung (FAZ) aus der Wirtschaftsbeilage dieser Tageszeitung⁴.

3.1.1. Die 13 endogenen Variablen

Die verwendeten endogenen Variablen kann man in sieben Gruppen aufteilen, die getrennt besprochen werden.

3.1.1.1. Vier endogene Variablen aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung

Die endogenen Variablen aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung sind:

- Das reale Bruttosozialprodukt
- Der nominelle Private Konsum
- Das freiwillige Sparen der Privaten, ebenfalls nominell
- Die nominellen Investitionen der Unternehmen

Die Daten dieser Reihen stammen aus der vierteljährlichen volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des DIW⁵. Das Bruttosozialprodukt wurde deshalb als reale Reihe angesetzt, da das reale Wachstum einer Volkswirtschaft zu den wichtigsten wirtschaftspolitischen Zielen zählt. Mit diesen vier Variablen soll der volkswirtschaftliche Kern des Modells gebildet werden.

¹Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.): Vierteljährliche volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, Berlin 1974

²Deutsche Bundesbank (Hrsg.): Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Frankfurt am Main erscheint monatlich

³Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Statistische Jahrbücher..., Stuttgart u.a. erscheint jährlich

3.1.1.2. Die Inflationsrate

Die Verminderung der Inflationsrate bzw. die Bekämpfung der schleichenden Inflation ist heute eine der vordringlichen Aufgaben der Wirtschaftspolitik. Deshalb ist es notwendig, die Inflationsrate in einem ökonometrischen Modell aufgrund der Veränderungen der exogenen Variablen zu prognostizieren.

Die Zeitreihe der Inflationsrate ist die prozentuale Veränderung des Preisindex der Lebenshaltung in langjähriger Schätzung ¹.

3.1.1.3. Zinssatz für Dreimonatsgeld und Rendite von Wertpapieren

Der Zinssatz für Dreimonatsgeld ist ein Indikator für die Verzinsung von kurzfristig festgelegtem Geld. Dagegen wird die Rendite von Wertpapieren als kennzeichnend für längerfristige Titel angesehen. Die Zeitreihe des Zinses für Dreimonatsgeld ist das Jahresmittel der Monatsdurchschnitte am Geldmarkt in Frankfurt am Main ².

Dagegen war es anfänglich unklar, welche Rendite für längerfristige Titel verwendet werden sollte. Mit Daten der Periode 1964 - 1973 wurde mit den verschiedenen Renditen der inländischen Wertpapiere zusätzlich mit der Aktienrendite ³ eine Faktorenanalyse ⁴ durchgeführt. Als Matrix der Faktorladungen erhält man hierfür nur den Vektor eines einzigen Faktors:

4 von S.55 Frankfurter Allgemeine Zeitung, Wirtschaftsteil, erscheint täglich

5 von S.55 Aus: DIW (Hrsg.): Vierteljährliche...,

¹Aus: Statistisches Bundesamt (Hrsg): STJB 1974, S.455, STJB 1975, S.448

²Aus: Deutsche Bundesbank: MBDB, a.a.O., S.45⁺

³Aus: ders., S.51⁺

⁴Vgl.: Überla, K.: Faktorenanalyse, 2. Aufl., Berlin 1971 das Rechnerprogramm "FACTO" stammt von IBM, es verwendet die Hauptkomponentenmethode

FACTOR MATRIX (1 FACTORS)

VARIABLE 1 (Festverzinsliche Wertpap. insg., Emissionsrendite)
0.99835

VARIABLE 2 (Pfandbriefe, Emissionsrendite)
0.99908

VARIABLE 3 (Kommunalobligationen, Emissionsrendite)
0.99734

VARIABLE 4 (Festverzinsliche Wertpap. insg., Umlaufrendite)
0.99207

VARIABLE 5 (Pfandbriefe, Umlaufrendite)
0.97618

VARIABLE 6 (Kommunalobligationen, Umlaufrendite)
0.97500

VARIABLE 7 (Industrieobligationen, Umlaufrendite)
0.99430

VARIABLE 8 (Anleihen der öff. Hand, Umlaufrendite)
0.99455

VARIABLE 9 (Aktienrendite (Dividendenrendite, Kurs:Jahresende))
0.51963

Man sieht sofort, daß die erste Variable, nämlich die im Berichtsjahr erzielte Emissionsrendite der festverzinslichen Wertpapiere insgesamt die höchste Faktorladung besitzt. Die Faktorladungen der nächsten sieben Variablen für diesen einen Faktor sind ebenfalls fast gleich hoch.

Häufig wird ein Ergebnis mit den gemessenen ökonomischen Variablen wegen des allgemeinen Trends in Frage gestellt. Deshalb soll hier zu sätzlich die Faktorenanalyse auf die ersten Differenzen der beobachteten Renditen angewendet werden. Man erhält ebenfalls nur einen einzigen Faktor. Die Faktorladungen der Variablen sind bei diesem Versuch:

Variable	1	2	3	4	5	6
Faktorladung	0.99456	0.99328	0.99452	0.99192	0.98938	0.98296
Variable	7	8	9			
Faktorladung	0.98028	0.99206	0.93876			

Auch bei dieser Untersuchung erhält man als Ergebnis, daß die erste Variable, nämlich die Emissionsrendite der festverzinslichen Wertpapiere insgesamt, die höchste Faktorladung besitzt.

Nach dieser Voruntersuchung wurde die Rendite der im Berichtsjahr erstmalig abgesetzten festverzinslichen Wertpapiere insgesamt als gut geeignet für längerfristige Titel angesehen ¹. Eine Emissionsrendite dürfte auch geeigneter als eine Umlaufrendite sein, da beim Verkauf und Kauf eines umlaufenden Wertpapiers zusätzlich Steuern und Bankspesen anfallen.

3.1.1.4. Die Geldmengenkomponenten

Die Geldmengenkomponenten sind bei den endogenen Variablen:

- das Bargeld im Publikum (ohne Kassenbestände der Banken), nominell
- die Sichteinlagen, nominell
- die Termineinlagen mit einer Laufzeit unter 4 Jahren, nominell

Die Daten für ein Jahr werden durch den Bestand im Dezember eines jeden Jahres repräsentiert; sie stammen aus den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank ².

Hier werden lediglich die Geldmengenkomponenten betrachtet. Mit diesen Komponenten läßt sich die Geldmenge

- M1 durch Addition von Sichteinlagen und Bargeld im Publikum
- M2 durch Addition von M1 und den Termineinlagen

bilden. Die Geldmengen M1 und M2 werden wegen des Kollinearitätsproblems nicht zusätzlich ins Modell aufgenommen. Von einer Verwendung von M3 (nämlich Summe aus M2 plus Spareinlagen) wurde ebenfalls wegen der Kollinearität zwischen den Spareinlagen und dem Umlauf an Wertpapieren Abstand genommen ³. Die drei Geldmengenkomponenten werden als endogen betrachtet, weil unterstellt wird, daß sie sich in Abhängigkeit von der Zentralbankgeldmenge und den anderen volkswirtschaftlichen Größen entwickeln.

¹Aus: Deutsche Bundesbank (Hrsg.): Monatsberichte, a.a.O., S.51⁺

²Aus: ders., S.4⁺, 5⁺

³Vgl.: Unten, nächste Seite

3.1.1.5. Die freien Überschußreserven

Die freien Überschußreserven werden in Prozent des tatsächlichen Mindestreservesolls der Geschäftsbanken bei der Deutschen Bundesbank angegeben. Die Zeitreihe ist die jeweilige prozentuale Überschreitung im Dezember eines Jahres ¹. Hier wurde der Dezember gewählt, da nach Brehmer ² die freien Überschußreserven lediglich im Dezember im Gegensatz zu den anderen Monaten nicht nur unbedeutend oder Ausdruck von unvermeidlichen Fehlern oder zu großer Vorsicht in der Geldmarktdisposition sind. Aus diesem Grund wird der Dezember-Überschreitung des Mindestreservesolls durch die Banken eine gewisse Absicht, die aus den sonstigen wirtschaftlichen Daten resultiert, unterstellt.

3.1.1.6. Umlauf an Wertpapieren

Der Umlauf an Wertpapieren dient dazu zu zeigen, welche verschiedenen wirtschaftlichen Faktoren das Verhalten der Wirtschaftssubjekte beeinflussen, Geld längerfristig anzulegen. Eine alternative Anlageform wäre beispielsweise die Anlage als Termineinlage mit einer relativ kurzen Laufzeit. Eine zweite Alternative ist die Anlage als Spareinlage. Jedoch ist das Sparvolumen mit dem Wertpapierumlauf stark korreliert, ebenfalls die Rendite von Wertpapieren mit den Sparzinsen. Aus diesem Grund wurden weder das Sparvolumen noch der Sparzins als Modellvariablen verwendet. Der Umlauf an Wertpapieren ist eine nominelle Reihe und gibt jeweils den Bestand im Dezember eines Jahres an ³.

¹Aus: ders., S.42⁺

²Vgl.: Brehmer, E.: Struktur und Funktionsweise des Geldmarktes der Bundesrepublik Deutschland seit 1948, 2.Aufl, Tübingen 1964, S.59

³Aus: Deutsche Bundesbank (Hrsg.): Monatsberichte..., a.a.O., S.50⁺

3.1.1.7. Tariflohn auf Stundenbasis

Als einzige Variable für das Geschehen am Arbeitsmarkt wird der nominelle Tariflohn auf Stundenbasis verwendet. Da hier der nominelle Lohn zugrunde gelegt wird, kann gezeigt werden, ob und wie stark die Geldpolitik den Lohnsatz beeinflusst. Gerade der Tariflohn auf Stundenbasis ist geeignet, zusätzliche Sozialleistungen, etwa Verlängerung des Jahresurlaubs oder Verringerung der wöchentlichen Arbeitszeit, widerzuspiegeln. Die Verhandlungspositionen der Arbeitgeber und der Gewerkschaften, die den Tariflohn in der Regel jährlich aushandeln, werden durch die gesamtwirtschaftlichen Daten wesentlich beeinflusst. Deshalb wird der Tariflohn hier als endogene Variable angesetzt. Da der gesamtwirtschaftliche Tariflohn einen bedeutenden Kostenfaktor darstellt und damit andere wirtschaftliche Größen wesentlich beeinflusst, besteht großes Interesse, ihn zu prognostizieren. Die Zeitreihe des nominellen Tariflohns ist eine Indexreihe, deren Wert von 1962 zu 100 normiert ist ¹.

3.1.1.8. Zusammenfassung zu den endogenen Variablen des Modells

Im vorangegangenen sollte aufgezeigt werden, warum es sinnvoll und notwendig ist, gerade diese 13 endogenen Variablen in das Modell aufzunehmen. Die Begründung wurde insbesondere mit der Wichtigkeit dieser Variablen im Wirtschaftsgeschehen gegeben. Es wurde aber auch versucht, das Modell klein und überschaubar zu halten. Deshalb wurden beispielsweise die Variablen M1 und M2 nicht aufgenommen; sie können jedoch durch Addition ihrer Komponenten prognostiziert werden.

Die vollständigen Zeitreihen der endogenen Variablen sind auf den nächsten beiden Seiten abgedruckt.

¹Aus: ders., S.67⁺

Die verwendeten Zeitreihen für die endogenen Variablen

Jahr	BSP real, Mrd. DM	Privater Konsum nom. Mrd. DM	freiw. Priv. Sparen nom. Mrd. DM	Investitionen d. Unternehmen nom. Mrd. DM	Inflations- rate in %	Rendite von Wert- papieren	Zinssatz für 3-Monats- geld, in %
1959		158.05					
1960	328.40	172.43	17.86	71.87	1.43	6.5	3.12
1961	346.20	189.02	20.16	79.42	2.31	5.9	2.77
1962	360.10	205.20	21.68	83.75	2.88	6.1	2.25
1963	372.50	218.20	25.65	84.90	3.05	6.1	2.25
1964	397.30	234.95	31.49	99.18	2.37	6.2	2.25
1965	419.50	258.67	37.99	112.05	3.35	7.0	2.59
1966	431.70	277.85	36.55	108.89	3.47	7.9	4.62
1967	430.80	285.31	36.94	94.70	1.51	7.0	4.27
1968	462.30	301.77	42.34	115.68	1.27	6.5	3.79
1969	500.40	333.09	49.10	138.82	2.00	6.8	5.79
1970	529.40	369.01	58.90	166.87	3.20	8.3	9.39
1971	545.20	410.51	66.34	177.16	5.10	8.0	7.15
1972	564.00	450.92	77.98	190.81	5.33	8.0	5.61
1973	593.80	496.75	80.45	205.39	6.78	9.3	12.14
1974	595.00	534.18	92.50	185.59	7.00	10.2	9.90

Die verwendeten Zeitreihen für die endogenen Variablen (Teil II)

Jahr	Termineinlagen unter 4 Jahren in Mrd. DM	Sichteinlagen in Mrd. DM	Bargeld im Publ. o. Kasse d. Banken, Mrd. DM	Freie Liqui- ditätsres. in % vom Res. Soll	Umlauf an Wertpapieren in Mrd. DM	Tarifflohn auf Std. Basis 1962=100
1960	21.69	30.24	20.77	1.5	40.41	84.5
1961	23.43	35.51	23.14	4.1	48.39	91.9
1962	25.19	39.09	24.16	3.5	57.92	100.0
1963	26.75	42.23	25.42	3.5	69.99	105.8
1964	27.78	45.16	27.89	1.9	83.49	112.5
1965	28.40	48.87	29.65	2.0	95.96	121.2
1966	33.77	48.74	30.88	1.3	101.49	129.8
1967	39.65	56.41	31.51	3.6	116.56	135.0
1968	48.86	60.99	32.47	6.1	134.36	140.4
1969	57.45	64.74	34.69	3.5	142.95	150.3
1970	65.16	71.33	36.89	1.2	158.01	169.8
1971	77.07	81.23	40.29	0.9	179.27	193.8
1972	93.03	93.53	45.77	1.5	214.32	212.2
1973	123.00	95.43	47.43	1.5	241.24	234.7
1974	121.17	106.91	51.52	1.1	267.94	264.8

3.1.2. Die acht vorherbestimmten Variablen

Wie die endogenen Variablen kann man auch die acht vorherbestimmten Variablen zu vier Gruppen zusammenfassen. Diese sollen ebenfalls getrennt behandelt werden.

3.1.2.1. Der Konstante Term

Der Konstante Term nimmt für jeden Zeitpunkt den Wert 1 an. Im wirtschaftlichen Geschehen zeigt er autonome Größen, wie etwa den autonomen Konsum_{an}.

3.1.2.2. Drei vorherbestimmte Variablen aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung

Die vorherbestimmten Variablen aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung sind im folgenden Modell :

- Der Staatsverbrauch und die öffentlichen Investitionen
- Der Außenbeitrag (als Differenz von Export minus Import)
- Der Private Konsum der vorangegangenen Periode

Diese Zeitreihen sind jeweils nominelle Jahreswerte in Mrd. DM. und stammen aus dem DIW¹. Es ist offensichtlich, daß der verzögerte Konsum zu den vorherbestimmten Variablen zählt. Problematisch ist aber, ob die Staatsausgaben und der Außenbeitrag als exogen angesehen werden können. Ein Großteil der Staatsausgaben, man spricht von 80% , ist durch Gesetze und sonstige Verpflichtungen des Staates schon von vornherein festgelegt und kann also nicht mehr durch das Modell in Abhängigkeit von anderen Variablen der laufenden Periode bestimmt werden. Der restliche Teil wird häufig vom Staat zur Konjunkturstützung eingesetzt und ist so zumindest teilweise exogen. Damit ist es berechtigt, die Staatsausgaben zu den vorherbestimmten Variablen zu zählen. Der Außenbeitrag wird zwar durch das in- und aus-

¹Aus: DIW (Hrsg): Vierteljährliche..., a.a.O.

ländische Preisniveau und die entsprechenden Nachfragekurven bestimmt. Da hier jedoch kein Modell für den internationalen Handel entworfen werden soll, wird der Außenbeitrag in diesem Modell per Modellannahme als exogen betrachtet. Da der Außenbeitrag im Jahr 1965 negativ war, kann der Potenzansatz dafür nicht angewendet werden, da der Logarithmus für negative Zahlen nicht definiert ist. Aus diesem Grund wurde beim Potenzansatz und beim Ansatz mit den relativen Differenzen der Quotient aus Export dividiert durch Import verwendet ¹.

3.1.2.3. Drei Aktionsvariablen der Bundesbank

Die drei wesentlichen Aktionsparameter der Bundesbank sind:

- Der Diskontsatz
- Die Mindestreserve (bei konstanten Reservesätzen, Stand: Jan. 1974)
- Der Bargeldumlauf

Der Diskontsatz wird als Jahresmittel berechnet ².

Die Zentralbankgeldmenge setzt sich laut Definition der Bundesbank ³ zusammen aus der saisonbereinigten Mindestreserve bei konstanten Reservesätzen, der derzeitige Stand der Reservesätze ist Januar 1974, und dem gesamten Bargeldumlauf. Deshalb braucht die Zentralbankgeldmenge nicht explizit als Modellvariable aufgenommen werden. Die Zeitreihen stammen ebenfalls aus den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank ⁴.

Fraglich ist aber, ob die Aktionsvariablen der Bundesbank exogen sind, oder lediglich Reaktionsparameter darstellen, die von bestimmten wirtschaftspolitischen Zielgrößen abhängen. Einen Test auf die Endogeni-

¹Vgl.: Oben, S.22

²Aus: Deutsche Bundesbank: Monatsberichte..., a.a.O., S.44⁺

³Vgl.: ders. (Hrsg.): Zentralbankgeldmenge und freie Liquiditätsreserven der Banken, in: Monatsberichte der DB 7, 1974, S.20

⁴Aus: ders., S.22 f.

tät der Geldpolitik führt Froyen ¹ in den Vereinigten Staaten durch und bejaht die Endogenität in bestimmten Perioden. Im Gegensatz hierzu hat die Deutsche Bundesbank am Jahresende von 1974 eine Zunahme der Zentralbankgeldmenge um 8% für das Jahr 1975 angekündigt ². Sie hat dann im Jahr 1975 eine Geldpolitik durchgeführt, die diesem Vorsatz entsprach. Eine analoge Ankündigung erfolgte Ende 1975 für das Jahr 1976 durch die Festlegung eines monetären Wachstumszieles ³. Deshalb ist es nicht unberechtigt anzunehmen, daß die Handlungsweise der Deutschen Bundesbank verhältnismäßig autonom ist.

3.1.2.4. Der FAZ-Aktienindex

Die Handlungen eines Wirtschaftssubjekts werden stark von seinen Erwartungen bezüglich der Zukunft geleitet. Diese zukünftigen Erwartungen sind statistisch nur schwer meßbar. Aus diesem Grund muß eine Variable gefunden werden, die diese Erwartungen widerspiegelt. Ein Aktienindex nimmt die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte über die zukünftige Wirtschaftslage vorweg. Jedoch wird er stark vom gesamten politischen und wirtschaftlichen "Klima" beeinflusst. Ein Aktienindex läßt sich aber nicht mit den qualitativen Erwartungen quantitativ erklären. Da der Aktienindex täglich aufgrund der Kurse von ausgewählten Aktien berechnet wird, ist er ein operationales Maß. Deshalb ist es zweckmäßig, der Variablen für die zukünftige Entwicklung den FAZ-Aktienindex gleichzusetzen.

Da in dem folgenden Modell die wirtschaftliche Entwicklung in Abhängigkeit von den Erwartungen an die Zukunft prognostiziert werden soll, wird der FAZ-Aktienindex per Modellannahme als exogen betrachtet. Der FAZ Aktienindex hatte 1958 den Wert 100 .

¹Vgl.: Froyen, R.T.: A Test of the Endogeneity of Monetary Policy, in: Journal of Econometrics 2 (1974), S.184

²Vgl.: FAZ vom 23.12.1974, S.11 : "Neues Operationsfeld der Bundesbank, Die Zentralbankgeldmenge", von Hans Roeper

³Vgl.: Deutsche Bundesbank (Hrsg.): Festlegung eines monetären Wachstumsziels für 1976, Monatsberichte der DB 1, 1976, S.5

3.1.2.5. Zusammenfassung zu den vorherbestimmten Variablen

Es ist offensichtlich geworden, wie schwierig es ist, eine Variable als exogen zu betrachten, da jede wirtschaftliche Größe irgendwie von einer anderen wirtschaftlichen Variablen abhängt. Die Entscheidung über die Eigenschaft der Exogenität einer Variablen ist hier subjektiv, aber von einem gewissen ökonomischen Vorverständnis geprägt.

Die Zeitreihen der acht vorherbestimmten Variablen folgen auf der nächsten Seite.

Die verwendeten Zeitreihen für die exogenen Variablen

Jahr	Staatsverbrauch und öff. Invest., nom., Mrd. DM	Außenbei- trag, nom., Mrd. DM	Quotient Ex- port/Import nominal	Dis- kont- satz, %	Mindestres. Soll, konst. Sätze, Mrd. DM	Bargeld- umlauf Mrd. DM	FAZ - Aktien- index
1960	50.61	7.39	1.134	4.4	11.03	21.84	240.75
1961	57.62	6.54	1.111	3.1	12.35	24.49	220.92
1962	67.47	3.66	1.057	3.0	13.66	25.76	168.43
1963	75.81	5.09	1.073	3.0	15.00	27.15	187.71
1964	81.75	5.02	1.064	3.0	16.48	29.54	194.73
1965	90.22	-0.54	0.994	3.66	18.42	31.45	166.34
1966	97.51	6.45	1.067	4.58	20.01	32.91	139.50
1967	99.57	15.92	1.169	3.4	22.91	33.83	200.16
1968	104.94	17.61	1.166	3.0	26.23	34.94	227.49
1969	118.50	14.79	1.116	4.55	29.60	37.28	254.08
1970	138.55	11.17	1.076	6.93	32.01	39.49	187.43
1971	162.01	12.22	1.075	5.12	36.83	43.16	197.89
1972	177.50	15.37	1.088	3.42	42.36	48.95	224.74
1973	201.00	25.32	1.111	6.25	46.50	50.97	177.36
1974	234.16	38.30	1.154	6.87	48.00	55.40	177.20

3.2. Berechnung der Modellstruktur nach der Methode der Erweiterten Schrittweisen Regression

Auf die gegebenen Zeitreihen wird die Methode der Erweiterten Schrittweisen Regression bei allen vier Ansatzformen angewendet. Bei der Berechnung wird für den Ansatz mit den gemessenen Werten eine statistische Sicherheit von mindestens 85% bei dem t-Test zugrunde gelegt. Bei den Ansätzen mit den Differenzen, den Logarithmen und den relativen Differenzen wird die Sicherheit auf mindestens 90% bei dem t-Test erhöht.

Im folgenden werden die numerischen Ergebnisse, für jede Ansatzform getrennt, durch die Rechnerausdrucke belegt ¹.

¹Anmerkung zu den Computerausdrucken einer Ansatzform:

Zu Beginn wird die Matrix $\hat{\Pi}$ der ersten Stufe ausgedruckt. Danach folgen die Kontrollausdrucke für jede der 13 Gleichungen. Zunächst werden für die ausgewählte Iteration die unerklärte Variation und die Signifikanz des kleinsten t-Wertes angegeben. Es folgen die Koeffizienten, t-Werte, Standardfehler, Abweichungen der Prognosen von den tatsächlichen Werten, also die Residuen, und schließlich die Durbin-Watson-Statistik. Wenn die 13 Gleichungen abgeschlossen sind, wird die gesamte Strukturform dargestellt: Als erstes kommt die Matrix Γ' der Koeffizienten der endogenen Variablen (Variable 1-13), danach die Matrix B der Koeffizienten der vorherbestimmten Variablen (Variable 14-21). Unterhalb der Matrix B folgt das Ergebnis der normierten Determinante für die mathematische Vollständigkeit und, falls das Modell nicht identifizierbar ist, in welcher Gleichung die Rangbedingung nicht erfüllt ist. Als letztes wird die Matrix Π der reduzierten Form in Abhängigkeit von den vorherbestimmten Variablen (Variable 14-21) vorgestellt. Darunter liest man die Namen der 21 Variablen zusammen mit ihrer Eigenschaft "endogen" oder "vorherbestimmt".

3.2.1. Ergebnisse für die additiven Ansatzformen

3.2.1.1. Modellstruktur für den Ansatz mit den gemessenen Werten

Als erstes wird die Matrix $\hat{\Pi} = Y'X(X'X)^{-1}$ der ersten Stufe des Verfahrens ausgedrückt. Diese Matrix besitzt 13 Zeilen, eine für jede endogene Variable, und 8 Spalten, jede für eine vorherbestimmte Variable. Da die Variablen fortlaufend numeriert sind, entspricht die Variable mit der Nummer 14 der ersten vorherbestimmten Variablen x_{1t} , nämlich der Konstanten. Schließlich ist mit Variable Nr.21 die achte vorherbestimmte Variable bezeichnet. Für die Bezeichnung der vorherbestimmten Variablen ergibt sich damit folgendes Schema:

V 14 = x_{1t} = Konstante ($x_{1t}=1$)

V 15 = x_{2t} = Staatsverbrauch und öffentliche Investitionen

V 16 = x_{3t} = Außenbeitrag

V 17 = x_{4t} = Privater Konsum der Vorperiode

V 18 = x_{5t} = Diskontsatz

V 19 = x_{6t} = Mindestreserve Soll (bei konstanten Sätzen)

V 20 = x_{7t} = Bargeldumlauf

V 21 = x_{8t} = FAZ- Aktienindex

Die Koeffizienten einer Zeile gelten für eine bestimmte endogene Variable. Bezeichnet man die endogenen Variablen ebenfalls fortlaufend, dann ergibt sich für die 13 Zeilen folgendes:

1. Zeile: V 1 = y_{1t} = Reales Bruttosozialprodukt

2. Zeile: V 2 = y_{2t} = Privater Konsum

3. Zeile: V 3 = y_{3t} = Freiwilliges Privates Sparen

4. Zeile: V 4 = y_{4t} = Investitionen der Unternehmen

5. Zeile: V 5 = y_{5t} = Inflationsrate der Privaten Lebenshaltungskosten

6. Zeile: V 6 = y_{6t} = Rendite der Wertpapiere

7. Zeile: V 7 = y_{7t} = Zins für 3-Monatsgeld

8. Zeile: V 8 = y_{8t} = Termineinlagen mit Laufzeit weniger als 4 Jahren

9. Zeile: V 9 = y_{9t} = Bargeld im Publikum ohne Kassenbest. d. Banken

10. Zeile: $V_{10} = y_{10t}$ = Bargeld im Publikum ohne Kassenb. d. Banken

11. Zeile: $V_{11} = y_{11t}$ = Freie Überschußreserven in % vom Soll

12. Zeile: $V_{12} = y_{12t}$ = Umlauf an Wertpapieren

13. Zeile: $V_{13} = y_{13t}$ = Tariflohn auf Stundenbasis (1962=100)

Nach der Einführung der Bezeichnungen ist die Matrix $\hat{\pi}$ der ersten Stufe lesbar:

*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	V14	*	V15	*	V16	*	V17	*	V18	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*

*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	91,536	*	-1,640	*	-1,867	*	0,692	*	9,445	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	31,784	*	0,468	*	-0,142	*	0,062	*	2,568	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	-44,790	*	0,275	*	-0,356	*	-0,013	*	0,955	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	57,425	*	0,274	*	-1,001	*	-1,013	*	4,433	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	13,164	*	0,152	*	0,028	*	-0,111	*	-0,261	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	3,077	*	0,002	*	0,004	*	0,012	*	0,367	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	9,495	*	-0,052	*	0,127	*	-0,065	*	1,176	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	98,916	*	0,694	*	1,482	*	-1,136	*	-0,363	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	-4,779	*	0,193	*	-0,222	*	0,178	*	-1,130	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	-0,530	*	0,010	*	-0,011	*	-0,009	*	0,037	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	12,428	*	-0,093	*	0,221	*	-0,053	*	-0,617	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	-81,903	*	-0,105	*	0,457	*	0,122	*	0,365	*
*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
*	41,096	*	0,826	*	0,184	*	0,008	*	-0,533	*

Die Schätzungen der endogenen Variablen $\hat{y}_{it}$ erhält man durch die Multiplikation der Matrix $\hat{\pi}$ mit dem Vektor der vorherbestimmten Variablen $\underline{x}_t$.

Dies bedeutet beispielsweise für die Prognose der endogenen Variablen y_{1t} durch $\hat{y}_{1t}$ in der ersten Stufe (Vgl. S. 10 bzw. S. 36) :

$$\hat{y}_{1t} = 91.536x_{1t} - 1.640x_{2t} - 1.867x_{3t} + 0.692x_{4t} + 9.445x_{5t} + 4.253x_{6t} \\ + 5.943x_{7t} + 0.003x_{8t}$$

entsprechend gilt für die zweite endogene Variable y_{2t} :

$$\hat{y}_{2t} = 31.784x_{1t} + 0.468x_{2t} - 0.142x_{3t} + 0.062x_{4t} + 2.568x_{5t} + 3.922x_{6t} \\ + 3.103x_{7t} - 0.059x_{8t}$$

.

.

.

und schließlich für die 13-te endogene Variable y_{13t} :

$$\hat{y}_{13t} = 41.096x_{1t} + 0.826x_{2t} + 0.184x_{3t} + 0.008x_{4t} - 0.533x_{5t} + 0.705x_{6t} \\ - 0.125x_{7t} - 0.021x_{8t}$$

Alle Schätzungen der endogenen Variablen $\hat{y}_{it}$ der ersten Stufe kann man erhalten durch die Multiplikation der Matrix der vorherbestimmten Variablen X mit der transponierten Matrix $\hat{\eta}'$. Diese Matrix aller Schätzungen der endogenen Variablen sei $\hat{Y}$:

$$\hat{Y} = X \cdot \hat{\eta}'$$

Aus dieser Matrix $\hat{Y}$ erhält man die auf S. 36 definierte Matrix $\hat{Y}_1$ durch das Streichen der ersten Spalte, da die erste endogene Variable erklärt wird. Falls jedoch eine andere als die erste endogene Variable erklärt werden soll, wird die entsprechende Spalte in $\hat{Y}$ gestrichen.

Die auf S. 10 definierte Matrix $\hat{Y}_2$ folgt aus $\hat{Y}$ durch das Streichen derjenigen Spalten (d.h. der endogenen Variablen), deren Koeffizienten a priori gleich Null oder im Fall der zu erklärenden Variablen gleich (-1) gesetzt wurden.

Die Modellstruktur wird jetzt gleichungsweise nach der Methode der Erweiterten Schrittweisen Regression geschätzt, die den zweistufigen Kleinsten Quadraten ohne a priori Information entspricht.

Der Kontrollausdruck soll nun für die erste Gleichung nach dem Ansatz mit den gemessenen Werten erläutert werden.

Die zu erklärende Variable ist in der ersten Gleichung: y_{1t} (Vgl. S.37). Als erklärende Variablen stehen jetzt (in der zweiten Stufe) zur Verfügung: $\hat{y}_{2t}, \hat{y}_{3t}, \dots, \hat{y}_{13t}, x_{1t}, \dots, x_{8t}$.

In der ersten Iteration wird keine der erklärenden Variablen zur Erklärung der Variablen y_{1t} verwendet.

In der zweiten Iteration wird die Variable in die Lösung aufgenommen, deren potentieller t-Wert am größten ist. Danach wird die unerklärte Variation bestimmt. Diese Lösung wird als vorläufig beste abgespeichert. Falls keine Beziehung gefunden werden würde, die eine geringere unerklärte Variation mit signifikanten Koeffizienten liefert, dann wird die vorläufig beste Lösung als die optimale endgültige Lösung angegeben.

In der dritten Iteration wird gesucht, welche weitere Variable die zu erklärende Variable neben der ersten aufgenommenen Variablen am meisten beeinflusst. Diese Variable hat den höchsten potentiellen t-Wert für ihren Regressionskoeffizienten. Diese Variable wird jetzt in die Lösung aufgenommen. Es wird untersucht, ob die zuerst aufgenommene Variable immer noch signifikant von Null verschieden ist. Dies ist hier der Fall. Ansonsten würde die zuerst aufgenommene Variable aus der Lösung ausgestoßen werden. Falls die nicht erklärte Variation in dieser Iteration geringer ist, wird die gegenwärtige Lösung als vorläufig beste abgespeichert. Dadurch wird die bisherige "vorläufig beste" Lösung gelöscht.

Schließlich erfolgt die sechste Iteration. Aufgenommen wird die fünfte Variable, deren t-Wert größer ist als die geforderte Signifikanz. Auch sei hier die unerklärte Variation geringer als bei den vorhergegangenen Iterationen. Aus diesem Grund wird diese sechste Iteration

als vorläufig beste abgespeichert. Die nächsten Iterationen liefern keine Lösung mehr, die ausschließlich signifikante Koeffizienten enthält. Nach der neunten Iteration, die bereits acht erklärende Variablen enthält, wird der Iterationszyklus abgebrochen, da bei einer zehnten Iteration eine neunte Variable der Lösung hinzugefügt würde. Dadurch wäre das Abzählkriterium verletzt, nach diesem dürfen höchstens ebensoviele erklärende Variablen eine interdependente Regressionsbeziehung bilden, wie auch vorherbestimmte Variablen im System enthalten sind. Aus diesem Grund ist jetzt der Iterationszyklus abubrechen. Als Kontrollausdruck dient: ENDE ABZAEHL.

Es folgt eine Zusammenstellung der ausgewählten und als "beste" bezeichneten Beziehung:

```
*****
DIE KOEFF. DER 1TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET
*****
ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 6 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON      597,6328
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0,9342
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT =      1,223
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST  7,31,DAS IST DIE 0,9999 FRAKT.DER T-VERT,
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT =     -13,753
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST  4,71,DAS IST DIE 0,9989 FRAKT.DER T-VERT,
DER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT =      6,022
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST  7,41,DAS IST DIE 0,9999 FRAKT.DER T-VERT,
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 183,317
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST  9,65,DAS IST DIE 1,0000 FRAKT.DER T-VERT,
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT =    -0,182
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST  2,04,DAS IST DIE 0,9342 FRAKT.DER T-VERT,
```

Zunächst erscheint die Anzahl aller durchgeführten Iterationen: 9

Als "beste" wurde die Iteration Nr. 6 ausgewählt.

Die Anzahl der Freiheitsgrade ergibt: 10

(15 Zeitpunkte - 5 geschätzte Koeffizienten)

Die nichterklärte Variation ist die Summe der quadrierten Residuen und wird mit 597,63 angegeben.

Die Signifikanz der Nullverschiedenheit des am geringsten gegen den Wert Null abgesicherten Koeffizienten beträgt 93,4%.

Es folgen die numerischen Ergebnisse für die Koeffizienten zusammen mit dem entsprechenden t-Wert und der resultierenden Sicherheit.

Falls die 1.0000 $\hat{=}$ 100,00 % Fraktile der t-Verteilung angegeben wird, bedeutet dies nicht, daß die statistische Sicherheit 100,00% beträgt. Vielmehr ist die Rechnerausgabe mit 4 Dezimalstellen angegeben. Deshalb wird eine Fraktile, die größer als 99,995% ist, zu 100% aufgerundet.

Den Kontrollausdruck kann man jedoch noch nicht ansehen, welchen Variablen die gefundenen Koeffizienten gehören. Dazu schlägt man S.75 mit der vollständigen Strukturform auf.

Die Koeffizienten der ersten Zeile der Matrizen Γ und B lauten:

V 1	V 2	V 3	V 4	V 5	V 6	V 7	V 8	V 9	V 10	V 11	V 12	V 13
-1,00	0,0	0,0	1,22	-13,75	0,0	0,0	0,0	0,0	6,02	0,0	0,0	0,0

V 14	V 15	V 16	V 17	V 18	V 19	V 20	V 21
183,32	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,18

Dieses Koeffizientenschema bedeutet:

$$-1,0 \cdot V_1 + 1,22 \cdot V_4 - 13,75 \cdot V_5 + 6,02 \cdot V_{10} + 183,32 \cdot V_{14} - 0,18 \cdot V_{21} = u_{1t}$$

setzt man hierfür die Bezeichnungen der S.69/70 ein, so folgt

$$-1,0 y_{1t} + 1,22 y_{4t} - 13,75 y_{5t} + 6,02 y_{10t} + 183,32 x_{1t} - 0,18 x_{8t} = u_{1t}$$

Bringt man y_{1t} auf die andere Gleichungsseite und ersetzt u_{1t} durch $-u_{1t}$ so folgt:

$$y_{1t} = 1,22 y_{4t} - 13,75 y_{5t} + 6,02 y_{10t} + 183,32 x_{1t} - 0,18 x_{8t} + u_{1t}$$

Ersetzt man die endogenen und die vorherbestimmten Variablen durch ihre volkswirtschaftlichen Namen, so ergibt sich:

$$\text{Reales BSP} = 1,22 \text{Investitionen} - 13,75 \text{Inflationsrate} + 6,02 \text{Bargeld im Publikum} + 183,32 \text{Konst} - 0,18 \text{FAZ-Aktienindex}$$

Die Residuen u_{1t} werden dann für alle Zeitpunkte t berechnet.

Die Summe der quadrierten Residuen ist die nichterklärte Variation, die bereits oben ausgedruckt worden ist.

Den Standardfehler erhält man in der ersten Gleichung als:

$$\hat{s} = \sqrt{1/10 \cdot 597,63} = \sqrt{59,76} = 7,73$$

Schließlich wird die Durbin Watson Statistik mit 2,599 ausgedruckt.

Der Wert liegt nahe bei 2. Deshalb scheidet in dieser Beziehung eine Autokorrelation der Residuen aus.

Der restliche Ausdruck zur ersten Gleichung lautet:

DER VEKTOR DER RESIDUEN	-4.44	-1.63	-0.89	8.37	-7.23	-3.10	2.36	-0.90
	0.83	12.12	-2.07	8.68	-14.13	-0.86	2.90	
DER STANDARDFEHLER BETRÄGT	7.7307							
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRÄGT	2.599							

Würde man die erste Gleichung, wie man sie für den Ansatz mit den gemessenen Werten erhalten hat, volkswirtschaftlich deuten, so stellt die positive Abhängigkeit des realen Volkseinkommens von der Geldmenge eine Beziehung dar, wie sie die Monetaristen annehmen.

Der Ausdruck für die erste Gleichung soll jetzt nochmals vollständig, wie er im Rechnerprogramm ausgegeben wird, abgedruckt werden:

```
*****
IE KOEFF. DER 1TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET
NDE ABZAEHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
IE 6 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
INER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 597.6328
IE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9342
ER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 1.223
ER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 7.31, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
ER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -13.753
ER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 4.71, DAS IST DIE 0.9989 FRAKT. DER T-VERT.
ER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 6.022
ER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 7.41, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
ER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 183.317
ER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 9.65, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
ER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.182
ER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.04, DAS IST DIE 0.9342 FRAKT. DER T-VERT.
EKTOR DER RESIDUEN -4.44 -1.63 -0.89 8.37 -7.23 -3.10 2.36 -0.90
                  0.83 12.12 -2.07 8.68 -14.13 -0.86 2.90
ER STANDARDFEHLER BETRÄGT 7.7307
IE DURBIN WATSON STATISTIK BETRÄGT 2.599
```

Da die Kontrollausdrucke für die Gleichungen 2 bis 13 ebenso wie bei der ersten Gleichung erfolgen, kann von einer weiteren ausführlichen Interpretation der Ergebnisse abgesehen werden.

Modellstruktur für den Ansatz mit den gemessenen Werten (II)

DIE KOEFF. DER 2TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNE

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 6 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 28.0844
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.8610
JER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.445
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 12.79, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT
JER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.402
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 1.60, DAS IST DIE 0.8610 FRAKT. DER T-VERT
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.448
JER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 4.78, DAS IST DIE 0.9990 FRAKT. DER T-VERT
JER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.770
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 17.72, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT
DER 3 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.037
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 2.66, DAS IST DIE 0.9769 FRAKT. DER T-VERT
VEKTOR DER RESIDUEN -0.65 1.20 1.64 -1.52 -2.88 0.95 0.94 -0.13
-0.33 2.48 -2.09 0.25 -0.36 -0.16 0.54

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 1.6758
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.365

DIE KOEFF. DER 3TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNE

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 42.3365
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9925
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.123
JER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 5.33, DAS IST DIE 0.9997 FRAKT. DER T-VERT
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.939
JER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 3.20, DAS IST DIE 0.9925 FRAKT. DER T-VERT
DER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.253
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 13.21, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT
VEKTOR DER RESIDUEN 0.22 2.01 0.03 0.80 -0.03 1.82 -1.28 -0.81
-0.14 -0.84 -0.45 0.06 1.72 -4.42 2.92

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 1.8783
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.775

DIE KOEFF. DER 4TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNE

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 5 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 206.2844
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9100
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 2.264
JER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 12.06, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT
JER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.650
JER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 1.84, DAS IST DIE 0.9100 FRAKT. DER T-VERT
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.345
JER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.09, DAS IST DIE 0.9899 FRAKT. DER T-VERT
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -1.546
JER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 7.27, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT
VEKTOR DER RESIDUEN -1.70 -2.25 -0.23 3.15 6.02 -0.33 -2.13 0.53
1.15 -10.05 4.71 0.28 3.92 -0.03 -2.70

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 4.3305
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.297

Modellstruktur für den Ansatz mit den gemessenen Werten (III)

 IE KOEFF. DER 5TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

VONDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
 IE 6 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
 INNER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 1.3258
 DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9862
 ER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.101
 ER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 5.28, DAS IST DIE 0.9994 FRAKT. DER T-VERT.
 ER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.221
 ER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.96, DAS IST DIE 0.9862 FRAKT. DER T-VERT.
 ER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.097
 ER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 9.22, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
 ER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.156
 ER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 6.49, DAS IST DIE 0.9998 FRAKT. DER T-VERT.
 ER 3 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.464
 ER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 7.25, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
 VEKTOR DER RESIDUEN 0.25 0.17 -0.10 -0.06 -0.39 -0.29 0.56 0.13
 -0.32 -0.08 -0.55 0.33 0.36 -0.04 -0.05
 ER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.3641
 IE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.908

 IE KOEFF. DER 6TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

VONDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
 IE 6 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
 INNER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.4425
 DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.8998
 ER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.007
 ER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 1.80, DAS IST DIE 0.8998 FRAKT. DER T-VERT.
 ER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.144
 ER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 4.09, DAS IST DIE 0.9975 FRAKT. DER T-VERT.
 ER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 5.034
 ER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 8.77, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
 ER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.414
 ER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 6.95, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
 ER 3 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.006
 ER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 2.98, DAS IST DIE 0.9865 FRAKT. DER T-VERT.
 VEKTOR DER RESIDUEN 0.33 -0.07 -0.19 -0.17 -0.22 0.04 0.31 0.16
 0.06 -0.18 -0.18 -0.05 0.15 -0.04 0.02
 ER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.2104
 IE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.128

 IE KOEFF. DER 7TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

VONDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
 IE 6 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
 INNER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 2.0152
 DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9514
 ER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.499
 ER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.22, DAS IST DIE 0.9514 FRAKT. DER T-VERT.
 ER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.118
 ER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 12.27, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
 ER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.259
 ER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 4.52, DAS IST DIE 0.9986 FRAKT. DER T-VERT.
 ER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.104
 ER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.99, DAS IST DIE 0.9971 FRAKT. DER T-VERT.
 ER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.298
 ER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 10.81, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.

Modellstruktur für den Ansatz mit den gemessenen Werten (IV)

VEKTOR DER RESIDUEN -0.47 0.64 0.13 -0.32 0.27 -0.30 -0.40 0.41
0.10 -0.44 0.34 0.57 -0.33 -0.12 -0.05

DER STANDARDFEHLER BETRÄGT 0.4489

DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRÄGT 2.462

DIE KOEFF. DER 8TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT

DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN

EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 429.5700

DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9628

DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.279

DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.32, DAS IST DIE 0.9628 FRAKT. DER T-VERT.

DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.792

DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.59, DAS IST DIE 0.9773 FRAKT. DER T-VERT.

DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -2.814

DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.13, DAS IST DIE 0.9914 FRAKT. DER T-VERT.

VEKTOR DER RESIDUEN 5.00 6.10 2.38 -0.11 -1.42 -5.79 -4.68 -4.52

-1.41 3.50 -2.18 -4.87 3.03 13.39 -7.25

DER STANDARDFEHLER BETRÄGT 5.9831

DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRÄGT 1.659

DIE KOEFF. DER 9TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT

DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN

EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 30.0626

DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.8786

DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.192

DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 11.14, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.

DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -1.403

DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.18, DAS IST DIE 0.9922 FRAKT. DER T-VERT.

DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.260

DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 1.65, DAS IST DIE 0.8786 FRAKT. DER T-VERT.

VEKTOR DER RESIDUEN 0.48 0.39 0.40 0.70 0.03 -0.39 -3.32 0.51

0.51 -0.45 1.97 0.12 0.85 -3.14 1.63

DER STANDARDFEHLER BETRÄGT 1.5828

DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRÄGT 2.442

DIE KOEFF. DER 10TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT

DIE 5 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN

EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0419

DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.8685

DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.047

DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.12, DAS IST DIE 0.9904 FRAKT. DER T-VERT.

DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.007

DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 1.62, DAS IST DIE 0.8685 FRAKT. DER T-VERT.

DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.014

DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 5.87, DAS IST DIE 0.9998 FRAKT. DER T-VERT.

DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.023

DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 107.90, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.

VEKTOR DER RESIDUEN 0.12 0.05 -0.09 -0.06 0.02 0.01 -0.01 0.01

0.02 -0.11 0.02 -0.01 0.03 0.02 -0.00

DER STANDARDFEHLER BETRÄGT 0.0617

DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRÄGT 1.572

Modellstruktur für den Ansatz mit den gemessenen Werten (V)

DIE KOLFF. DER 11TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

NODE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 3 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 13 FREIHEITSGRADEN
INNER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 18.4269
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9726
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.461
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.46, DAS IST DIE 0.9726 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.022
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 5.29, DAS IST DIE 0.9997 FRAKT. DER T-VERT.
FAKTOR DER RESIDUEN -1.85 0.59 1.12 0.69 -1.07 -0.03 0.30 0.70
2.40 -0.08 0.21 -1.16 -1.94 0.42 0.31

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 1.1906
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.524

DIE KOLFF. DER 12TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

NODE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 8 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 8 FREIHEITSGRADEN
INNER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 61.9025
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9339
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.180
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.55, DAS IST DIE 0.9924 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 1.835
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 4.22, DAS IST DIE 0.9968 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.381
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 2.11, DAS IST DIE 0.9339 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.539
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 5.55, DAS IST DIE 0.9992 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -3.261
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 3.84, DAS IST DIE 0.9948 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.754
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 2.79, DAS IST DIE 0.9772 FRAKT. DER T-VERT.
DER 4 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.157
DER T-WERT DES 4TEN KOEFF. IST 5.07, DAS IST DIE 0.9987 FRAKT. DER T-VERT.
FAKTOR DER RESIDUEN 2.26 -2.74 -1.86 1.38 0.89 3.58 -1.94 0.60
-0.56 0.21 -1.88 -2.28 -0.85 3.97 -0.80

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 2.7817
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.183

DIE KOLFF. DER 13TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

NODE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 6 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
INNER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 31.9019
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9491
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.421
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 7.59, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.232
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 4.95, DAS IST DIE 0.9992 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 3.055
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 5.03, DAS IST DIE 0.9992 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.222
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.19, DAS IST DIE 0.9491 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.050
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 3.30, DAS IST DIE 0.9920 FRAKT. DER T-VERT.
FAKTOR DER RESIDUEN 0.89 -0.21 0.77 -1.98 1.39 -0.38 -1.25 0.02
1.53 -2.97 3.11 0.47 -0.48 -1.20 0.50

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 1.7861
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 3.046

Da in den 13 Gleichungen des Systems alle 13 endogenen Variablen erklärt worden sind, soll jetzt die Strukturform des gefundenen simultanen Systems für die 13 endogenen und die 8 vorherbestimmten Variablen aufgestellt werden.

Allgemein lautet die Strukturform:

$$\Gamma \cdot \underline{y}_t + B \cdot \underline{x}_t = \underline{u}_t \quad \text{für alle Zeitpunkte } t=1, \dots, T$$

Die Matrizen Γ und B , die Vektoren $\underline{x}_t$, $\underline{y}_t$ und $\underline{u}_t$ sind im Fall von 13 endogenen und 8 vorherbestimmten Variablen:

$$\Gamma = \begin{pmatrix} \gamma_{1,1} & \dots & \gamma_{1,13} \\ \vdots & & \vdots \\ \gamma_{13,1} & \dots & \gamma_{13,13} \end{pmatrix}; \quad \underline{y}_t = \begin{pmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{13t} \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} \beta_{1,1} & \dots & \beta_{1,8} \\ \vdots & & \vdots \\ \beta_{13,1} & \dots & \beta_{13,8} \end{pmatrix}; \quad \underline{x}_t = \begin{pmatrix} x_{1t} \\ \vdots \\ x_{8t} \end{pmatrix}; \quad \underline{u}_t = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ \vdots \\ u_{13t} \end{pmatrix}$$

Mit den ökonometrischen Schätzverfahren werden die Koeffizienten der Matrizen Γ und B in der Strukturform geschätzt. Aus diesem Grund sollen jetzt alle geschätzten Elemente dieser Matrizen zusammen ausgedruckt werden. Zunächst wird die Matrix Γ der Koeffizienten der endogenen Variablen mit 13 Zeilen und 13 Spalten ausgegeben. Die Matrix B der Koeffizienten der vorherbestimmten Variablen folgt mit 8 Spalten und 13 Zeilen.

Die Koeffizienten jeder Zeile von Γ und B wurden nach der Methode der Erweiterten Schrittweisen Regression geschätzt. In der Kopfzeile der Matrizen Γ und B wird jeweils noch die fortlaufende Nummer der Variablen des Systems ausgegeben. Die Bezeichnung der Variablen V1 bis V21 ist die gleiche wie auf S.63 f..

Die Koeffizientenmatrix Γ der endogenen Variablen :

V 1	V 2	V 3	V 4	V 5	V 6	V 7	V 8	V 9	V 10	V 11	V 12	V 13
-1,000	0,000	0,000	1,228	-13,753	0,000	0,000	0,000	0,000	6,022	0,000	0,000	0,000
0,000	-1,000	0,000	0,445	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,402	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	-1,000	0,128	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,939	0,253	0,000	0,000
0,000	2,264	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,650
0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,101	0,000	0,000	0,221	0,000	0,000
-0,007	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,144	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,499	0,000	-1,000	0,118	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,259
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,279	0,792
0,000	0,192	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	-0,047	0,000	0,007
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000
0,180	0,000	1,635	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	-0,361
0,000	0,421	0,000	-0,232	3,055	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000

Die Koeffizientenmatrix B der vorherbestimmten Variablen:

V 14	V 15	V 16	V 17	V 18	V 19	V 20	V 21
183,317	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,182
0,000	0,448	0,000	0,770	0,000	0,000	0,000	0,037
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	-0,345	0,000	-1,546	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,097	-0,156	0,000	0,000	-0,464	0,000	0,000
5,034	0,000	0,000	0,000	0,414	0,000	0,000	-0,006
0,000	0,000	0,000	0,104	1,298	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-2,814	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	-1,403	0,260	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	-0,014	0,000	0,000	1,023	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	-0,461	0,000	0,000	0,022
0,000	0,000	1,539	0,000	-3,261	1,754	0,000	-0,157
0,000	0,222	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,050

Zur Veranschaulichung des Rechnerausdrucks für die Strukturform soll die zweite Gleichung des Strukturmodells durch die ausgedruckten Matrizen Γ und B dargestellt werden. Die zweite Zeile der Matrix Γ lautet:

V 1	V 2	V 3	V 4	V 5	V 6	V 7	V 8	V 9	V 10	V 11	V 12	V 13
0,00	-1,00	0,00	0,45	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,40	0,00	0,00	0,00	0,00

und die zweite Zeile der Matrix B :

V 14	V 15	V 16	V 17	V 18	V 19	V 20	V 21
0,00	0,45	0,00	0,77	0,00	0,00	0,00	0,04

Dies bedeutet für die zweite Gleichung der Strukturform:

$$-1,00 \cdot V_2 + 0,45 \cdot V_4 - 0,40 \cdot V_9 + 0,45 \cdot V_{15} + 0,77 \cdot V_{17} + 0,04 \cdot V_{21} + u_{2t}$$

Da die Variablen fortlaufend numeriert sind, ergibt sich, wenn man nach den endogenen Variablen y_{it} und den vorherbestimmten x_{jt} unterscheidet:

$$-1,00 y_{2t} + 0,45 y_{4t} - 0,40 y_{9t} + 0,45 x_{2t} + 0,77 x_{4t} + 0,04 x_{8t} + u_{2t}$$

bzw., falls man diese Gleichung nach y_{2t} auflöst und u_{2t} durch $-u_{2t}$ ersetzt (Vgl. S.9):

$$y_{2t} = 0,45 y_{4t} - 0,40 y_{9t} + 0,45 x_{2t} + 0,77 x_{4t} + 0,04 x_{8t} + u_{2t}$$

Ersetzt man die mathematischen Symbole durch die volkswirtschaftlichen Namen, (diese wurden auf S.63 f. abgedruckt), so folgt:

$$C_t = 0,45 I_t - 0,40 SE_t + 0,45 SVI_t + 0,77 C_{t-1} + 0,04 FAZ_t + u_{2t}$$

mit: C_t = der Private Konsum in Periode t

I_t = die Investitionen der Unternehmen in Periode t

SE_t = die Sichteinlagen in Periode t

SVI_t = der Staatsverbrauch mit den öff. Investitionen in Periode t

FAZ_t = der FAZ-Aktienindex in Periode t

	V14	V15	V16	V17	V18	V19	V20	V21
108,959	-0,610	3,220	-2,482	23,521	13,417	15,842	0,434	
-21,841	0,912	0,946	-0,240	9,486	3,457	2,843	0,287	
-3,798	0,080	1,568	-0,803	6,303	4,158	3,049	0,054	
-52,867	1,201	2,290	-2,313	21,696	8,602	6,883	0,613	
0,721	0,154	-0,031	-0,030	0,228	-0,214	-0,094	0,009	
4,291	0,005	-0,022	0,015	0,255	-0,093	0,038	-0,009	
-0,162	-0,064	0,189	-0,035	1,885	0,494	0,021	-0,005	
7,135	0,556	1,237	-0,301	3,262	2,472	-0,929	0,045	
-4,189	0,175	0,181	-0,046	0,417	0,923	0,545	0,055	
0,038	0,006	-0,002	-0,012	0,019	-0,009	1,018	-0,001	
0,000	0,000	0,000	0,000	-0,461	0,000	0,000	0,022	
10,619	-0,268	5,083	-2,051	12,668	12,255	8,707	-0,003	
5,272	0,797	-0,228	0,343	-0,343	-1,195	-0,686	0,058	

Möchte man mit dieser Matrix Π die reduzierte Form des Systems für den Ansatz mit den gemessenen Werten aufstellen, so erhält man:

$$y_{1t} = (108,96 \quad -0,61 \quad 3,22 \quad -2,48 \quad 23,52 \quad 13,42 \quad 15,84 \quad 0,43) \cdot \underline{x}_t + v_{1t}$$

$$y_{2t} = (-21,84 \quad 0,91 \quad 0,95 \quad -0,24 \quad 9,49 \quad 3,46 \quad 2,84 \quad 0,29) \cdot \underline{x}_t + v_{2t}$$

$$y_{13t} = (5,27 \quad 0,80 \quad -0,23 \quad 0,34 \quad -0,34 \quad -1,20 \quad -0,69 \quad 0,06) \cdot \underline{x}_t + v_{13t}$$

Aufgrund dieser Beziehung können die endogenen Variablen in jeder Periode t prognostiziert werden. Der Vektor $\underline{x}_t$ enthält dann die Realisierungen der vorherbestimmten Variablen in Periode t als Elemente.

Zum Abschluß wird noch die Ansatzform und die volkswirtschaftlichen Namen der Variablen V1 bis V21 zusammen mit ihrer Eigenschaft "endogen" oder "vorherbestimmt" ausgedruckt.

 ES WERDEN DIE GEMESSENEN WERTE VERWENDET

DIE 1 TE VARIABLE BEDEUTET	BRUTTOSOZIALPRODUKT REAL	*ENDOGEN*
DIE 2 TE VARIABLE BEDEUTET	PRIVATER KONSUM	*ENDOGEN*
DIE 3 TE VARIABLE BEDEUTET	FREIWILLIGES SPAREN	*ENDOGEN*
DIE 4 TE VARIABLE BEDEUTET	INVESTITIONEN DER UNTERNEHMEN	*ENDOGEN*
DIE 5 TE VARIABLE BEDEUTET	INFLATIONSRATE DER PRIVATEN LEBENSHALTUNGSKOSTEN	*ENDOGEN*
DIE 6 TE VARIABLE BEDEUTET	RENDEITE DER WERTPAPIERE	*ENDOGEN*
DIE 7 TE VARIABLE BEDEUTET	ZINS FUER 3- MONATSGELD	*ENDOGEN*
DIE 8 TE VARIABLE BEDEUTET	TERMINEINLAGEN WENIGER ALS 4 JAHRE	*ENDOGEN*
DIE 9 TE VARIABLE BEDEUTET	SICHTEINLAGEN	*ENDOGEN*
DIE 10 TE VARIABLE BEDEUTET	BARGELD IM PUBLIKUM OHNE KASSENBESTAENDE DER BANKEN	*ENDOGEN*
DIE 11 TE VARIABLE BEDEUTET	FREIE UEBERSCHUSSRESERVEN	*ENDOGEN*
DIE 12 TE VARIABLE BEDEUTET	UMLAUF AN WERTPAPIEREN	*ENDOGEN*
DIE 13 TE VARIABLE BEDEUTET	TARIFLOHN (AUF STUNDENBASIS) 1962=100.	*ENDOGEN*
DIE 14TE VARIABLE BEDEUTET	KONSTANTER TERM	*VORHERBESTIMMT*
DIE 15TE VARIABLE BEDEUTET	STAATSVBRUCH + OEFFENTLICHE INVESTITIONEN	*VORHERBESTIMMT*
DIE 16TE VARIABLE BEDEUTET	AUSSENBEITRAG	*VORHERBESTIMMT*
DIE 17TE VARIABLE BEDEUTET	PRIVATER KONSUM T-1	*VORHERBESTIMMT*
DIE 18TE VARIABLE BEDEUTET	DISKONTSATZ	*VORHERBESTIMMT*
DIE 19TE VARIABLE BEDEUTET	BARGELDUMLAUF	*VORHERBESTIMMT*
DIE 20TE VARIABLE BEDEUTET	MINDESTRESERVE SOLL (KONST.RES.SAETZE,JAN.74)	*VORHERBESTIMMT*
DIE 21TE VARIABLE BEDEUTET	FAZ - AKTIEN INDEX	*VORHERBESTIMMT*

Da der Rechnerausdruck für die restlichen drei Ansatzformen in der gleichen Art, die hier ausführlich erörtert wurde, erfolgt, kann von einer expliziten Beschreibung der restlichen Ausdrücke abgesehen werden.

3.2.1.2. Modellstruktur für den Ansatz mit den Differenzen

	V14	V15	V16	V17	V18	V19	V20	V21
15.998	0.458	0.267	-1.629	5.927	7.183	6.367	-0.129	
0.480	0.665	-0.049	-0.093	2.171	4.370	2.851	-0.069	
-0.245	0.227	-0.383	0.022	0.805	-0.456	1.768	0.057	
1.238	0.191	-0.622	-1.178	4.615	7.990	4.870	-0.146	
-0.552	0.093	-0.045	-0.038	-0.125	0.285	-0.023	-0.016	
-0.322	-0.021	-0.027	0.040	0.382	-0.108	0.068	-0.003	
-0.220	-0.131	0.088	0.005	1.410	0.759	-0.105	-0.023	
-5.232	-0.095	0.784	-0.304	1.490	6.731	0.248	-0.124	
0.495	0.133	-0.240	0.219	-1.187	-0.462	-0.023	0.046	
-0.103	-0.003	-0.016	0.001	0.053	-0.033	1.017	0.002	
0.938	0.007	0.253	-0.123	-0.831	0.487	0.041	-0.026	
0.941	0.092	0.490	-0.001	-0.022	2.683	2.453	-0.017	
-1.244	0.684	0.055	0.155	-0.496	0.431	0.062	-0.018	

DIE KOLFF. DER 1TEN ZEILL MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 6 TE ITERATION WURDE AUSGEWAELT MIT 9 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 97,4990
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0,9297
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0,699
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 9,24, DAS IST DIE 0,9999 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -11,319
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2,83, DAS IST DIE 0,9809 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 10,046
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 4,56, DAS IST DIE 0,9983 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 7,131
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 3,37, DAS IST DIE 0,9918 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 2,108
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 2,03, DAS IST DIE 0,9297 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0,62 1,12 -1,38 0,86 3,49 4,92 -4,75 1,64
-0,69 -5,31 0,34 -0,86 -0,18 1,42
DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 3,2914
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2,264

Modellstruktur für den Ansatz mit den Differenzen (II)

DIE KOEFF. DER 2TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 85,9954
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9828
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.453
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 8.25, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.476
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.78, DAS IST DIE 0.9828 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.657
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 6.65, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN 0.38 -1.38 -2.13 -1.09 2.85 1.55 0.30 -0.50
3.56 -6.92 2.06 -0.43 1.47 0.48
DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 2.7960
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.813

DIE KOEFF. DER 3TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 2 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 13 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 80.7616
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 1.0000
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 2.416
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 9.25, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -3.42 -0.95 0.93 -0.12 2.23 -4.40 -1.13 3.08
1.39 4.49 -0.78 -1.59 -1.54 2.16
DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 2.4925
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.772

DIE KOEFF. DER 4TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 5 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 116.4860
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9017
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.619
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 4.22, DAS IST DIE 0.9979 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.537
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 3.01, DAS IST DIE 0.9873 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -4.815
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 1.81, DAS IST DIE 0.9017 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -1.206
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 4.43, DAS IST DIE 0.9984 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.61 -3.88 -0.82 3.11 -3.10 -0.35 -0.55 3.39
-3.64 6.40 0.20 2.06 -3.14 0.91
DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 3.4130
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.857

Modellstruktur für den Ansatz mit den Differenzen (III)

DIE KOLFF. DER 5TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 6 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 9 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 1.3433
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9113
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.035
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 1.89, DAS IST DIE 0.9113 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.138
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.94, DAS IST DIE 0.9839 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.641
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.45, DAS IST DIE 0.9648 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.087
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.99, DAS IST DIE 0.9853 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.130
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 5.44, DAS IST DIE 0.9993 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN 0.53 -0.39 0.35 -0.36 0.21 0.15 -0.48 0.31
-0.36 -0.30 0.18 0.10 0.05 -0.01

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.3863
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.941

DIE KOLFF. DER 6TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 5 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.4119
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9844
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.013
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.89, DAS IST DIE 0.9844 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.184
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 5.22, DAS IST DIE 0.9994 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.429
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 7.81, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.006
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 3.37, DAS IST DIE 0.9929 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.38 -0.11 0.05 0.00 0.29 0.26 -0.13 0.07
-0.12 0.01 0.12 0.13 -0.15 -0.11

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.2029
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.273

DIE KOLFF. DER 7TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 5.3850
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9965
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.132
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 5.24, DAS IST DIE 0.9995 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.063
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.73, DAS IST DIE 0.9965 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.330
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 9.43, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN 1.59 -0.00 0.32 0.24 -0.09 0.55 0.57 -0.83
-0.35 0.67 0.06 -0.42 0.27 -0.75

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.6997
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.580

Modellstruktur für den Ansatz mit den Differenzen (IV)

DIE KOEFF. DER 8TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 5 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 73.0835
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9391
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 2.182
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 5.90, DAS IST DIE 0.9997 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 1.329
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.09, DAS IST DIE 0.9391 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -5.118
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.23, DAS IST DIE 0.9910 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 4.243
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 7.90, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -1.45 3.26 0.97 2.02 -3.38 0.23 -3.59 -2.03
-1.50 -2.19 1.87 0.16 3.29 2.33

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 2.7034
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.624

DIE KOEFF. DER 9TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 37.6081
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9544
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -2.659
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.85, DAS IST DIE 0.9849 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.240
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.23, DAS IST DIE 0.9544 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.261
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.39, DAS IST DIE 0.9658 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -1.45 0.57 -0.00 -1.44 1.34 -1.63 2.86 0.54
-0.77 3.11 -1.29 0.58 -2.60 1.06

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 1.8490
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.973

DIE KOEFF. DER 10TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0702
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9960
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.062
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.65, DAS IST DIE 0.9960 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.010
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 4.27, DAS IST DIE 0.9984 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.018
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 45.16, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.03 -0.15 0.00 0.06 -0.00 -0.06 0.02 0.05
-0.15 0.11 0.00 0.03 -0.01 0.02

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0799
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.595

Modellstruktur für den Ansatz mit den Differenzen (V)

DIE KOEFF. DER 11TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 13.1795
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9058
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -2.429
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.57, DAS IST DIE 0.9955 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.149
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.58, DAS IST DIE 0.9753 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.025
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 1.81, DAS IST DIE 0.9058 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN 0.77 -1.02 0.28 -1.17 2.15 -0.24 0.24 1.73
-0.77 0.19 -0.92 0.81 0.46 -0.16

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 1.0946
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.888

DIE KOEFF. DER 12TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 3 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 256.5851
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9830
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.393
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.85, DAS IST DIE 0.9974 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 2.546
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.75, DAS IST DIE 0.9830 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -1.04 -0.32 2.29 4.65 0.94 -7.85 0.16 6.42
-6.45 -3.38 -5.11 4.66 0.53 4.87

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 4.6241
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.013

DIE KOEFF. DER 13TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 3 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 18.7156
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9989
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.638
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 8.41, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.194
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 4.40, DAS IST DIE 0.9989 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN 0.13 -1.41 -2.67 0.38 0.04 -0.66 0.16 0.52
-1.95 0.62 2.05 0.45 -0.35 0.04

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 1.2489
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.752

Modellstruktur für den Ansatz mit den Differenzen (VI)

Die Strukturform

Die Koeffizientenmatrix Γ der endogenen Variablen:

V 1	V 2	V 3	V 4	V 5	V 6	V 7	V 8	V 9	V 10	V 11	V 12	V 15
-1,000	0,000	0,000	0,699	0,000	-11,319	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	-1,000	0,000	0,453	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	2,416	0,000	0,000	0,000
0,619	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,537	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,035	-0,138	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
-0,013	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,188	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,132	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	2,182	-1,000	0,000	0,000	1,329	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-2,659	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,240
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	-0,062	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-2,429	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000

Die Koeffizientenmatrix B der vorherbestimmten Variablen:

V 14	V 15	V 16	V 17	V 18	V 19	V 20	V 21
10,046	0,000	0,000	0,000	7,131	0,000	2,108	0,000
0,000	0,476	0,000	0,657	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
-4,815	0,000	-1,206	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
-0,641	0,087	-0,130	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,429	0,000	0,000	-0,006
0,000	-0,063	0,000	0,000	1,330	0,000	0,000	0,000
-5,118	0,000	0,000	0,000	0,000	4,243	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,261	0,000
0,000	0,000	0,000	-0,010	0,000	0,000	1,018	0,000
0,000	0,000	0,149	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,025
0,000	0,000	0,000	0,393	0,000	2,546	0,000	0,000
0,000	0,638	0,000	0,194	0,000	0,000	0,000	0,000

Modellstruktur für den Ansatz mit den Differenzen (VII)

Die Matrix Π der reduzierten Form:

V14	V15	V16	V17	V18	V19	V20	V21
9,984	-0,180	-1,794	0,061	7,327	5,612	-1,008	0,160
-0,989	0,376	-1,005	0,677	2,665	3,104	-0,510	0,043
-0,047	0,001	-0,015	-0,025	0,125	-0,026	2,534	0,001
-2,184	-0,220	-2,219	0,044	5,883	6,853	-1,125	0,094
-0,669	0,101	-0,164	0,027	0,077	0,114	-0,367	0,001
-0,129	0,002	0,022	-0,003	0,346	-0,073	0,206	-0,008
-0,874	-0,089	0,024	0,002	1,662	0,833	-0,124	-0,001
-6,609	-0,202	0,182	0,012	2,511	6,295	-0,934	-0,010
0,344	0,147	-0,057	0,054	-0,920	0,193	0,714	0,022
-0,019	0,000	-0,006	-0,010	0,052	-0,011	1,049	0,000
0,314	-0,006	0,097	0,006	-0,840	0,177	-0,500	-0,005
0,000	0,000	0,000	0,393	0,000	2,546	0,000	0,000
0,000	0,638	0,000	0,194	0,000	0,000	0,000	0,000

ES WERDEN DIE DIFFERENZEN DER GEM. WERTE VERWENDET

DIE 1 TE VARIABLE BEDEUTET	BRUTTOSOZIALPRODUKT REAL	*ENDOGEN*
DIE 2 TE VARIABLE BEDEUTET	PRIVATER KONSUM	*ENDOGEN*
DIE 3 TE VARIABLE BEDEUTET	FREIWILLIGES SPAREN	*ENDOGEN*
DIE 4 TE VARIABLE BEDEUTET	INVESTITIONEN DER UNTERNEHMEN	*ENDOGEN*
DIE 5 TE VARIABLE BEDEUTET	INFLATIONSRATE DER PRIVATEN LEBENSHALTUNGSKOSTEN	*ENDOGEN*
DIE 6 TE VARIABLE BEDEUTET	RENDITE DER WERTPAPIERE	*ENDOGEN*
DIE 7 TE VARIABLE BEDEUTET	ZINS FÜR 3- MONATSGELD	*ENDOGEN*
DIE 8 TE VARIABLE BEDEUTET	TERMINEINLAGEN WENIGER ALS 4 JAHRE	*ENDOGEN*
DIE 9 TE VARIABLE BEDEUTET	SICHT-EINLAGEN	*ENDOGEN*
DIE 10 TE VARIABLE BEDEUTET	BARGELD IM UMLAUF OHNE KASSENBESTÄNDE DER BANKEN	*ENDOGEN*
DIE 11 TE VARIABLE BEDEUTET	FISCAL ÜBERSCHUSSRESERVEN	*ENDOGEN*
DIE 12 TE VARIABLE BEDEUTET	UMLAUF AN WERTPAPIEREN	*ENDOGEN*
DIE 13 TE VARIABLE BEDEUTET	TARIFLOHN (AUF STUNDENBASIS) 1962=100.	*ENDOGEN*
DIE 14 TE VARIABLE BEDEUTET	KONSTANTER TERM	*VORHERBESTIMMT*
DIE 15 TE VARIABLE BEDEUTET	STAATSVORBRUCH + ÖFFENTLICHE INVESTITIONEN	*VORHERBESTIMMT*
DIE 16 TE VARIABLE BEDEUTET	AUSSENBEITRAG	*VORHERBESTIMMT*
DIE 17 TE VARIABLE BEDEUTET	PRIVATER KONSUM T-1	*VORHERBESTIMMT*
DIE 18 TE VARIABLE BEDEUTET	DISKONTSATZ	*VORHERBESTIMMT*
DIE 19 TE VARIABLE BEDEUTET	BARGELDUMLAUF	*VORHERBESTIMMT*
DIE 20 TE VARIABLE BEDEUTET	MINDESTRESERVE SOLL (KONST. RES. SATZ, JAN. 74)	*VORHERBESTIMMT*
DIE 21 TE VARIABLE BEDEUTET	FAZ - AKTIEN INDEX	*VORHERBESTIMMT*

3.2.2. Ergebnisse für die multiplikativen Ansatzformen

3.2.2.1. Modellstruktur für den Potenzansatz

V14	V15	V16	V17	V18	V19	V20	V21
6.471	0.025	-0.139	-0.559	0.041	0.602	0.290	-0.058
2.639	0.200	0.035	-0.141	0.050	0.289	0.580	-0.024
-9.058	-0.626	-2.238	2.356	0.080	-0.220	0.349	0.381
10.691	0.644	-0.456	-3.607	0.166	1.502	1.981	-0.112
17.965	6.384	1.331	-11.503	0.242	-0.822	6.606	-0.635
-5.908	-0.812	-0.615	2.168	0.282	-0.852	0.438	0.056
10.884	-1.102	2.948	-3.305	1.048	2.656	2.224	-0.700
11.616	2.146	3.304	-5.447	0.168	1.758	2.167	-0.187
0.473	0.673	0.114	-0.179	-0.081	0.279	0.070	0.079
-0.519	-0.055	-0.098	0.080	0.013	-0.071	1.092	0.029
55.026	1.673	10.958	-14.784	-1.415	6.705	3.656	-2.305
-5.530	-0.714	-1.226	2.818	-0.139	0.413	-0.900	-0.008
1.490	0.672	0.446	-0.363	0.046	-0.054	0.657	0.020

DIE KOEFF. DER 1TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 6 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0006
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9091
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.720
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.57, DAS IST DIE 0.9947 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.191
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 4.24, DAS IST DIE 0.9980 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.023
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 2.31, DAS IST DIE 0.9581 FRAKT. DER T-VERT.
DER 4 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.329
DER T-WERT DES 4TEN KOEFF. IST 1.85, DAS IST DIE 0.9091 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 2.749
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 25.20, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.01 -0.00 -0.00 0.01 0.00 -0.00 0.00 0.00
0.00 0.01 0.01 0.00 -0.01 -0.01 0.00
DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0077
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.121

Modellstruktur für den Potenzansatz (II)

DIE KOEFF. DER 2TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0005
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9998
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.211
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 11.64, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.039
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 5.80, DAS IST DIE 0.9998 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.067
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 61.72, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN 0.00 0.00 0.00 -0.00 -0.01 0.00 -0.00 -0.00
-0.00 0.01 -0.01 0.00 -0.01 -0.00 0.01

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0065
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.248

DIE KOEFF. DER 3TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 5 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0213
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9105
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.115
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 1.84, DAS IST DIE 0.9105 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.136
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 4.57, DAS IST DIE 0.9989 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.465
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 3.81, DAS IST DIE 0.9969 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.567
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.78, DAS IST DIE 0.9827 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.01 0.08 -0.03 -0.01 -0.02 0.06 -0.04 -0.04
0.01 0.03 0.04 -0.05 -0.01 -0.00 0.01

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0440
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.522

DIE KOEFF. DER 4TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 6 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0155
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9956
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.628
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.68, DAS IST DIE 0.9956 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.273
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 6.56, DAS IST DIE 0.9998 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.932
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 11.49, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -2.454
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 8.12, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.234
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 5.32, DAS IST DIE 0.9994 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN 0.03 -0.01 -0.02 -0.04 0.04 -0.00 0.04 -0.05
0.06 -0.04 0.00 -0.02 0.03 0.00 -0.01

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0394
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 3.224

Modellstruktur für den Potenzansatz (III)

DIE KOEFF. DER 5TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAELT MIT 12 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 1.0345
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9551
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.473
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 9.48, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.375
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.43, DAS IST DIE 0.9700 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -4.700
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.21, DAS IST DIE 0.9551 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.36 0.37 0.26 0.36 -0.18 -0.14 -0.02 -0.12
-0.20 -0.24 -0.40 -0.13 0.08 0.28 0.38
DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.2936
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.031

DIE KOEFF. DER 6TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 5 TE ITERATION WURDE AUSGEWAELT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0143
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9879
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.343
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.98, DAS IST DIE 0.9879 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.306
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 3.77, DAS IST DIE 0.9966 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.981
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 4.90, DAS IST DIE 0.9993 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.272
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 6.38, DAS IST DIE 0.9998 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN 0.05 0.00 -0.00 -0.03 -0.04 -0.02 0.04 0.01
0.02 -0.04 -0.02 -0.04 0.05 0.04 -0.02

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0360
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.595

DIE KOEFF. DER 7TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 5 TE ITERATION WURDE AUSGEWAELT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.1577
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9773
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.233
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.62, DAS IST DIE 0.9773 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.660
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 7.95, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -2.145
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 9.39, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.973
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 6.69, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.11 0.18 0.00 -0.02 -0.11 -0.09 0.16 0.07
-0.10 -0.09 0.02 0.04 0.07 0.13 -0.15

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.1197
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.992

Modellstruktur für den Potenzansatz (IV)

DIE KOLFF. DER 8TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0706
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9469
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.142
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.12, DAS IST DIE 0.9469 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.871
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.88, DAS IST DIE 0.9867 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.106
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 28.12, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN 0.14 0.06 0.08 0.00 -0.01 -0.04 -0.09 -0.13
-0.05 -0.00 0.04 -0.01 -0.01 0.10 -0.03

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0767
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 0.841

DIE KOLFF. DER 9TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 5 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0081
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9615
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.290
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.34, DAS IST DIE 0.9934 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.066
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 3.39, DAS IST DIE 0.9939 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.550
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 5.75, DAS IST DIE 0.9997 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.067
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.32, DAS IST DIE 0.9615 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN 0.02 0.01 0.03 -0.01 -0.01 -0.03 -0.03 0.01
-0.02 -0.04 0.01 0.03 0.03 -0.01 0.00

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0271
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.334

DIE KOLFF. DER 10TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 6 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0000
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9198
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.010
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 7.72, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.057
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 4.51, DAS IST DIE 0.9986 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.049
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 4.01, DAS IST DIE 0.9973 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.127
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 41.54, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
DER 4 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.006
DER T-WERT DES 4TEN KOEFF. IST 1.93, DAS IST DIE 0.9198 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.00 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00 -0.00 -0.00
0.00 -0.00 -0.00 -0.00 -0.00 0.00 0.00

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0017
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.040

Modellstruktur für den Potenzansatz (V)

DIE KOEFF. DER 11TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ES WURDEN INSGESAMT 8 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 3 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 13 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 2.0379
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9982
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -1.322
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 4.02, DAS IST DIE 0.9982 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.495
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 5.51, DAS IST DIE 0.9998 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.35 0.23 0.17 0.11 -0.52 -0.12 -0.17 0.27
0.57 0.51 0.15 -0.57 -0.65 0.26 0.08
DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.3959
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.332

DIE KOEFF. DER 12TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0342
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9726
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 1.109
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 21.65, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.248
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.48, DAS IST DIE 0.9726 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.153
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 5.69, DAS IST DIE 0.9998 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.02 -0.11 0.01 0.01 0.05 -0.06 0.08 0.08
0.01 -0.02 -0.01 0.04 -0.04 0.01 -0.02
DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0534
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.019

DIE KOEFF. DER 13TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 5 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0015
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9642
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.844
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 5.55, DAS IST DIE 0.9997 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 1.654
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 14.88, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.126
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 2.38, DAS IST DIE 0.9653 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.277
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.37, DAS IST DIE 0.9642 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.01 -0.01 -0.00 0.01 0.02 -0.00 -0.02 -0.01
0.02 -0.00 0.01 0.01 -0.01 -0.01 0.01
DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0118
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.847

Modellstruktur für den Potenzansatz (VI)

Die Strukturform

Die Koeffizientenmatrix Γ der endogenen Variablen:

V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	V8	V9	V10	V11	V12	V13
-1,000	0,729	0,000	0,191	-0,023	0,000	0,020	0,093	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,329
0,000	-1,000	0,000	0,211	0,000	0,000	0,020	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,039	0,000
0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	-0,315	0,000	0,000	0,000	-0,136	0,465	0,000
0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	-0,620	0,273	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,932
0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,620	0,472	0,000	0,000	-0,375	0,000	0,000
-0,343	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,290	-0,336	0,000	0,000	0,000	0,000	0,961
0,000	0,000	0,000	0,000	-0,253	0,000	-1,000	0,660	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,142	0,000	0,000	-1,620	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,290	0,000	0,000	0,000	0,000	0,308	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	-0,010	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000
-0,000	1,654	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,000	-1,000

Die Koeffizientenmatrix B der vorherbestimmten Variablen:

V14	V15	V16	V17	V18	V19	V20	V21
2,749	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,867	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,567	0,000	0,000
0,000	0,000	-2,454	0,000	0,000	0,000	0,000	0,234
0,000	0,000	-4,700	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,272	0,000	0,000	0,000
-2,145	0,000	0,000	0,000	0,973	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	1,971	0,000	0,000	1,106	0,000	0,000
0,000	0,550	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,067
0,000	-0,057	0,000	-0,049	0,000	0,000	1,127	0,006
0,000	0,000	0,000	0,000	-1,322	0,000	0,000	0,495
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1,277	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

U1E	14TE	VARIABLE	BEDEUTET	KONSTANTER TERM	*VORHERBESTIMMT*
U1E	15TE	VARIABLE	BEDEUTET	STAATSVERRAUCH + OEFFENTLICHE INVESTITIONEN	*VORHERBESTIMMT*
U1E	16TE	VARIABLE	BEDEUTET	QUOTIENT (EXPORT/IMPORT)	*VORHERBESTIMMT*
U1C	17TE	VARIABLE	BEDEUTET	PRIVATER KONSUM T-1	*VORHERBESTIMMT*
U1E	18TE	VARIABLE	BEDEUTET	DISKONTSATZ	*VORHERBESTIMMT*
U1E	19TE	VARIABLE	BEDEUTET	BARGELOUMLAUF	*VORHERBESTIMMT*
U1E	20TE	VARIABLE	BEDEUTET	MINDESTRESERVE SOLL (KONST.RES.SAETZE,JAN.74)	*VORHERBESTIMMT*
U1E	21TE	VARIABLE	BEDEUTET	FAZ = AKTIEN INDEX	*VORHERBESTIMMT*

Modellstruktur für den Ansatz mit den relativen Differenzen (II)

DIE KOEFF. DER 2TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 3 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0012
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9999
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.611
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 6.56, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.675
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 13.22, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN 0.00 0.00 0.00 -0.01 0.01 0.01 0.00 -0.01
0.01 -0.02 -0.00 0.01 -0.00 -0.01
DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0098
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 2.127

DIE KOEFF. DER 3TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 5 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 10 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0321
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9308
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.399
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.47, DAS IST DIE 0.9684 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 1.191
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.35, DAS IST DIE 0.9612 FRAKT. DER T-VERT.
DER 3 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 10.767
DER T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 2.11, DAS IST DIE 0.9416 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -10.845
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.02, DAS IST DIE 0.9308 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.03 0.02 0.11 -0.01 0.07 0.03 -0.04 -0.01
-0.01 -0.04 -0.05 -0.04 0.04 0.06

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0566
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.487

DIE KOEFF. DER 4TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 3 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0142
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9997
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 4.162
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 10.36, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.106
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 5.37, DAS IST DIE 0.9997 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.01 -0.01 -0.02 -0.00 0.00 -0.04 -0.02 0.02
-0.04 0.07 0.04 0.04 -0.04 0.00
DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0344
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.950

Modellstruktur für den Ansatz mit den relativen Differenzen (III)

```

*****
E KOEFF. DER 5TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

DE ABZAHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
E 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
NER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.3632
E SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9679
R 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -1.882
R T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.43, DAS IST DIE 0.9679 FRAKT. DER T-VERT.
R 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 3.986
R T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 4.25, DAS IST DIE 0.9983 FRAKT. DER T-VERT.
R 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -3.685
R T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 3.20, DAS IST DIE 0.9917 FRAKT. DER T-VERT.
KTOR DER RESIDUEN 0.36 -0.24 0.01 -0.20 0.04 0.09 -0.02 -0.10
0.02 -0.01 0.17 0.08 0.06 -0.27
R STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.1817
E DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.989
*****
E KOEFF. DER 6TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

DE ABZAHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
E 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
NER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0231
E SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9426
R 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.299
R T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.10, DAS IST DIE 0.9426 FRAKT. DER T-VERT.
R 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.172
R T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 4.07, DAS IST DIE 0.9979 FRAKT. DER T-VERT.
R 3 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.199
R T-WERT DES 3TEN KOEFF. IST 2.56, DAS IST DIE 0.9746 FRAKT. DER T-VERT.
KTOR DER RESIDUEN -0.08 -0.04 -0.00 0.00 0.04 0.02 -0.00 -0.03
-0.04 0.05 -0.01 0.05 -0.05 0.05
R STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0458
E DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.804
*****
E KOEFF. DER 7TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

DE ABZAHL. ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
E 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
NER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.2463
E SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9718
R 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.849
R T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.50, DAS IST DIE 0.9718 FRAKT. DER T-VERT.
R 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 1.281
R T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 3.96, DAS IST DIE 0.9975 FRAKT. DER T-VERT.
R 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.025
R T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 8.37, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
KTOR DER RESIDUEN 0.20 -0.19 0.08 0.14 0.07 0.25 -0.03 -0.17
-0.09 0.08 -0.10 0.01 -0.07 -0.14
R STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.1496
E DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.812

```

Modellstruktur für den Ansatz mit den relativen Differenzen (IV)

DIE KOEFF. DER 8TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0338
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9808
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.530
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.72, DAS IST DIE 0.9808 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.114
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 3.27, DAS IST DIE 0.9926 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.667
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 6.66, DAS IST DIE 0.9999 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.04 -0.04 -0.01 -0.00 -0.08 -0.06 -0.05 0.08
-0.01 0.03 0.03 0.07 0.04 0.03

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0555
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.194

DIE KOEFF. DER 9TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 2 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 13 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0260
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 1.0000
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = 0.672
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 8.42, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN 0.04 -0.03 -0.06 -0.06 -0.02 -0.04 0.06 -0.02
0.02 0.03 0.05 0.02 -0.06 0.05

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0447
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.791

DIE KOEFF. DER 10TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

ENDE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
DIE 4 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 11 FREIHEITSGRADEN
EINER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0001
DIE SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9496
DER 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.004
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.17, DAS IST DIE 0.9496 FRAKT. DER T-VERT.
DER 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = -0.086
DER T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.33, DAS IST DIE 0.9932 FRAKT. DER T-VERT.
DER 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 1.090
DER T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 35.13, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
VEKTOR DER RESIDUEN -0.00 -0.00 0.00 0.00 -0.00 -0.00 0.00 -0.00
-0.00 0.01 -0.00 0.00 -0.00 -0.00

DER STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0031
DIE DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.736

Modellstruktur für den Ansatz mit den relativen Differenzen (V)

```

*****
E KOEFF. DER 11TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

DE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
E 3 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN
NER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 3.7038
E SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9611
R 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -4.367
R T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.87, DAS IST DIE 0.9864 FRAKT. DER T-VERT.
R 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 3.000
R T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.29, DAS IST DIE 0.9611 FRAKT. DER T-VERT.
KTOR DER RESIDUEN 0.97 -0.32 -0.30 -0.68 0.26 -0.05 0.84 -0.05
-0.61 0.06 -0.86 0.22 0.42 0.06
R STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.5556
E DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.971
*****
E KOEFF. DER 12TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

DE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
E 3 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN
NER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0194
E SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9847
R 1 TE ENDOGENE KOEFFIZIENT = -0.072
R T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 2.81, DAS IST DIE 0.9847 FRAKT. DER T-VERT.
R 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.157
R T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 13.72, DAS IST DIE 1.0000 FRAKT. DER T-VERT.
KTOR DER RESIDUEN 0.03 0.03 0.05 0.04 0.00 -0.04 -0.01 -0.01
-0.05 -0.01 -0.04 0.02 0.05 -0.06
R STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0402
E DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 1.417
*****
E KOEFF. DER 13TEN ZEILE MIT DER ERWEITERTEN SCHRITTW. REGR. BERECHNET

DE ABZAEHL, ES WURDEN INSGESAMT 9 ITERATIONEN DURCHGEFUEHRT
E 3 TE ITERATION WURDE AUSGEWAHLT MIT 12 FREIHEITSGRADEN
NER NICHT ERKLAERTEN VARIATION VON 0.0029
E SIGNIFIKANZ DES KLEINSTEN T-WERTES IST 0.9873
R 1 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.403
R T-WERT DES 1TEN KOEFF. IST 3.62, DAS IST DIE 0.9962 FRAKT. DER T-VERT.
R 2 TE VORHERBEST. KOEFFIZIENT = 0.457
R T-WERT DES 2TEN KOEFF. IST 2.91, DAS IST DIE 0.9873 FRAKT. DER T-VERT.
KTOR DER RESIDUEN -0.01 -0.02 -0.03 0.00 0.00 -0.01 -0.00 0.01
-0.01 0.01 0.02 0.01 0.01 0.02
R STANDARDFEHLER BETRAEGT 0.0156
E DURBIN WATSON STATISTIK BETRAEGT 0.946

```

Modellstruktur für den Ansatz mit den relativen Differenzen (VI)

Die Strukturform

Die Koeffizientenmatrix Γ der endogenen Variablen:

V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	V8	V9	V10	V11	V12	V13
-1,000	0,310	0,000	0,207	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,611	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,675
0,000	0,000	-1,000	0,399	0,000	0,000	0,000	0,000	1,191	10,767	0,000	0,000	0,000
0,162	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	-0,269	0,000	0,000	0,000	-1,000	1,281	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	-0,530	0,000	0,000	0,000	0,119	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,600	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-1,000

Die Koeffizientenmatrix B der vorherbestimmten Variablen:

V14	V15	V16	V17	V18	V19	V20	V21
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-10,845	0,000
-0,106	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	3,986	-3,685	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,299	0,172	0,000	0,000	-0,199
0,000	0,000	0,000	0,000	1,025	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,667	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	-0,086	0,000	0,000	1,090	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	3,000	0,000	0,000
0,157	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,403	0,000	0,457	0,000	0,000	0,000	0,000

Modellstruktur für den Ansatz mit den relativen Differenzen (VII)

Die Matrix Π der reduzierten Form:

V14	V15	V16	V17	V18	V19	V20	V21
0,422	-1,614	0,000	-1,833	0,000	0,000	0,000	0,000
0,258	-0,715	0,000	-0,812	0,000	0,000	0,000	0,000
0,874	-2,989	0,000	-4,366	-0,045	-0,287	0,989	-0,037
1,651	-6,716	0,000	-7,629	0,000	0,000	0,000	0,000
-0,506	4,708	-3,685	1,055	0,173	0,407	-0,239	0,009
0,000	0,000	0,000	0,299	0,172	0,000	0,000	-0,199
-1,565	5,350	0,000	7,814	1,282	3,016	-1,770	0,066
-0,642	2,196	0,000	3,207	0,171	2,164	-0,726	0,027
0,181	-0,258	0,000	-0,377	-0,062	-0,145	0,085	-0,003
0,000	0,000	0,000	-0,081	0,003	-0,011	1,090	-0,003
0,000	0,000	0,000	-1,304	-0,752	3,000	0,000	0,871
0,269	-0,384	0,000	-0,561	-0,092	-0,216	0,127	-0,005
0,000	0,403	0,000	0,457	0,000	0,000	0,000	0,000

ES WERDEN DIE RELATIVEN VERÄNDERUNGEN VERWENDET

DIE 1 TE VARIABLE BEDEUTET	BRUTTOSOZIALPRODUKT REAL	*ENDOGEN*
DIE 2 TE VARIABLE BEDEUTET	PRIVATER KONSUM	*ENDOGEN*
DIE 3 TE VARIABLE BEDEUTET	FRIEWILLIGES SPAREN	*ENDOGEN*
DIE 4 TE VARIABLE BEDEUTET	INVESTITIONEN DER UNTERNEHMEN	*ENDOGEN*
DIE 5 TE VARIABLE BEDEUTET	INFLATIONSKATE DER PRIVATEN LEBENSHALTUNGSKOSTEN	*ENDOGEN*
DIE 6 TE VARIABLE BEDEUTET	RENDITE DER WERTPAPIERE	*ENDOGEN*
DIE 7 TE VARIABLE BEDEUTET	ZINS FUER 3- MONATSGELD	*ENDOGEN*
DIE 8 TE VARIABLE BEDEUTET	TERMINEINLAGEN WENIGER ALS 4 JAHRE	*ENDOGEN*
DIE 9 TE VARIABLE BEDEUTET	SICHEINLAGEN	*ENDOGEN*
DIE 10 TE VARIABLE BEDEUTET	BARGELD IM PUBLIKUM OHNE KASSENBESTAENDE DER BANKEN	*ENDOGEN*
DIE 11 TE VARIABLE BEDEUTET	FREIE UEBERSCHUSSRESERVEN	*ENDOGEN*
DIE 12 TE VARIABLE BEDEUTET	UMLAUF AN WERTPAPIEREN	*ENDOGEN*
DIE 13 TE VARIABLE BEDEUTET	TARIFLOHN (AUF STUNDENBASIS) 1962=100.	*ENDOGEN*
DIE 14TE VARIABLE BEDEUTET	KONSTANTER TERM	*VORHERBESTIMMT*
DIE 15TE VARIABLE BEDEUTET	STAATSVERRAUCH + OEFFENTLICHE INVESTITIONEN	*VORHERBESTIMMT*
DIE 16TE VARIABLE BEDEUTET	QUOTIENT (EXPORT/IMPORT)	*VORHERBESTIMMT*
DIE 17TE VARIABLE BEDEUTET	PRIVATER KONSUM T-1	*VORHERBESTIMMT*
DIE 18TE VARIABLE BEDEUTET	DISKONTSATZ	*VORHERBESTIMMT*
DIE 19TE VARIABLE BEDEUTET	BARGELDUMLAUF	*VORHERBESTIMMT*
DIE 20TE VARIABLE BEDEUTET	MINDESTRESERVE SOLL (KONST.RES.SAETZE,JAN.74)	*VORHERBESTIMMT*
DIE 21TE VARIABLE BEDEUTET	FAZ - AKTIEN INDEX	*VORHERBESTIMMT*

3.2.3. Zusammenfassung zu den Modellstrukturen nach der Erweiterten Schrittweisen Regression

Alle vier bestimmten Modelle sind identifizierbar. Dieses Ergebnis verwundert umso mehr, als es vollkommen ohne a priori Kenntnis der Verknüpfungen in den vier berechneten Modellen zustande gekommen ist. Alle vier Modelle enthalten Interdependenzen zwischen den endogenen Variablen in der Strukturform. Damit sind die wesentlichen Vorstellungen über die interdependenten Systeme erfüllt. Jedoch besteht die Aufgabe der interdependenten Modelle nicht nur im Aufstellen einer volkswirtschaftlichen Struktur, sondern es ist vielmehr die Hauptaufgabe der interdependenten Systeme, Prognosen der endogenen Variablen in Abhängigkeit von den vorherbestimmten Variablen in einer bestimmten Periode zu geben. Aus diesem Grund wird im nächsten Abschnitt mit jeder Modellstruktur eine Prognose aller endogenen Variablen durchgeführt.

3.3. Prognose mit den Modellstrukturen nach der Erweiterten Schrittweisen Regression

In diesem Abschnitt werden die endogenen Variablen in jedem Jahr des Stichprobenzeitraums historisch prognostiziert. Mit den Prognosen, die von den Realisationen der vorherbestimmten Variablen in der jeweiligen Periode abhängen, soll gezeigt werden, daß die gefundenen Modellstrukturen sehr wohl geeignet sind, das Wirtschaftsgeschehen abzubilden.

Für jede der vier Ansatzformen wurde eine andere Modellstruktur gefunden. Deshalb muß eine Prognose für diese vier Strukturen getrennt voneinander abgegeben werden. Danach wird untersucht, ob sich die Qualität der Prognosen nach den vier Modellen unterscheidet. Ist dies der Fall, dann wird die Güte der Prognosen mit zwei Prognosegütemaßen untersucht. Danach wird die Modellstruktur mit dem "besten" Ergebnis für die weitere Betrachtung ausgewählt. Die anderen drei Modelle werden wegen der fehlenden Prognosegüte verworfen.

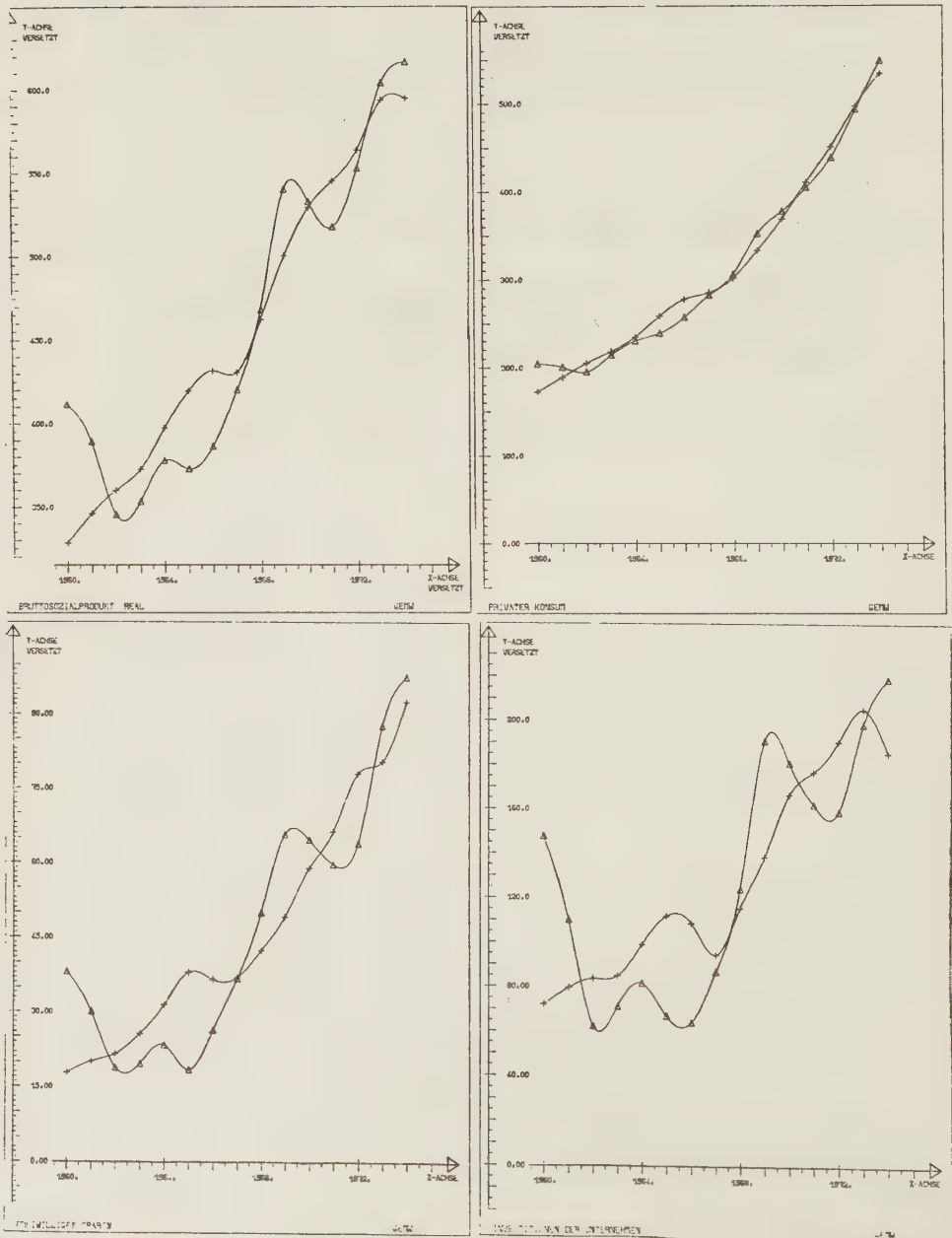
Doch zunächst zu den Prognosen. Die Prognosen werden aus der den Modellstrukturen entsprechenden reduzierten Form bestimmt. Danach erfolgt für die Prognosen eine Rücktransformation in die absoluten beobachteten Größen. Die Prognose der absoluten Größen wird grafisch in einer Gegenüberstellung zu den tatsächlich beobachteten absoluten Werten der jeweiligen endogenen Variablen dargestellt.

Als Symbol der tatsächlichen Realisation wird : +
und als Symbol der prognostizierten Größe: Δ
verwendet.

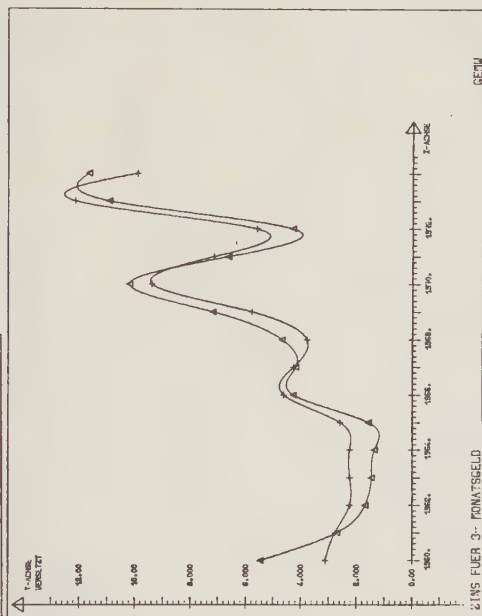
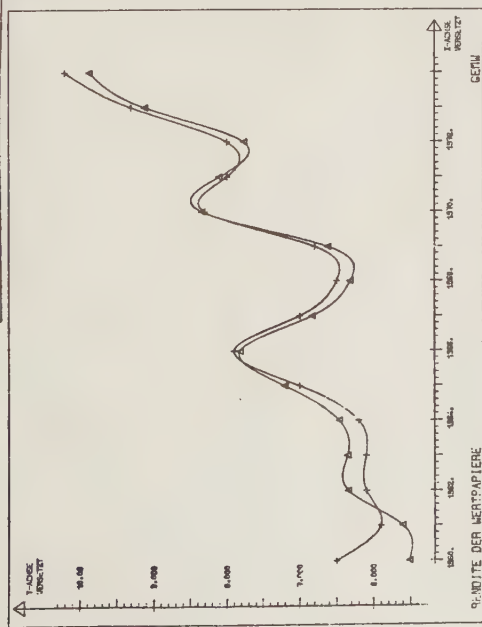
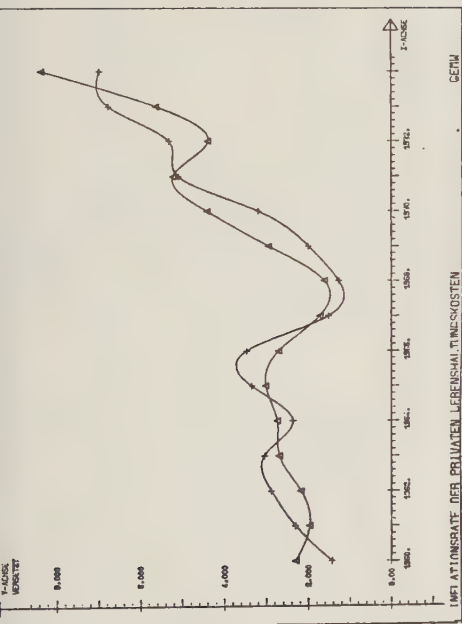
Diese Symbole werden bei allen vier Modellstrukturen für die 13 endogenen Variablen im Zeitraum 1960- 1974 vergeben .

3.3.1. Prognose der endogenen Variablen nach den additiven Ansätzen

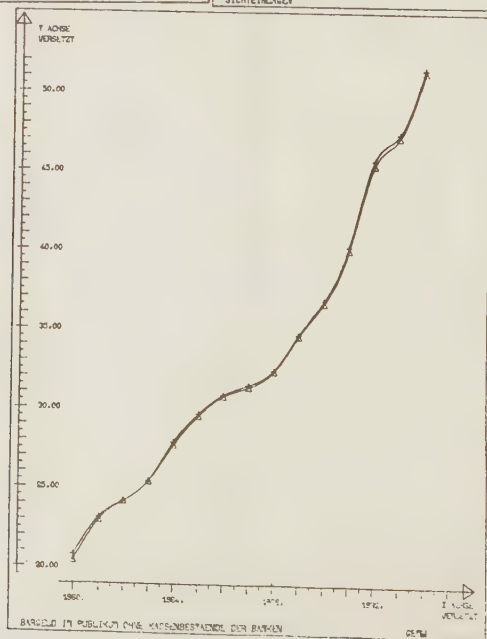
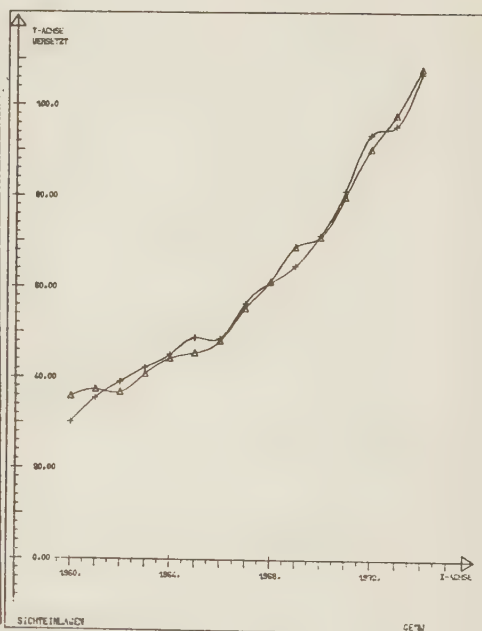
3.3.1.1. Prognose durch die Modellstruktur für den Ansatz mit den gemessenen Werten



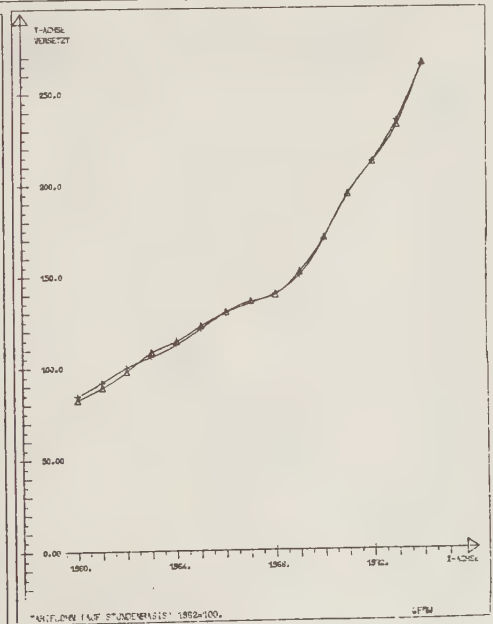
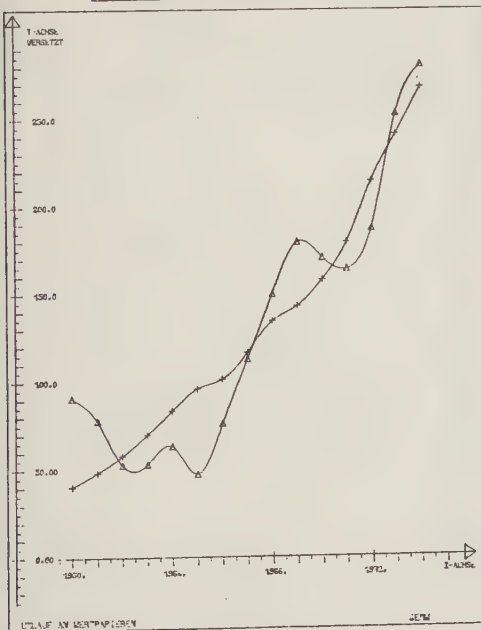
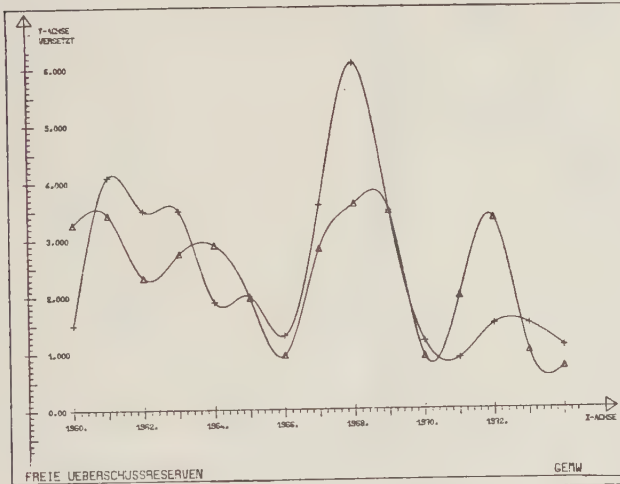
Prognose für den Ansatz mit den gemessenen Werten (II)



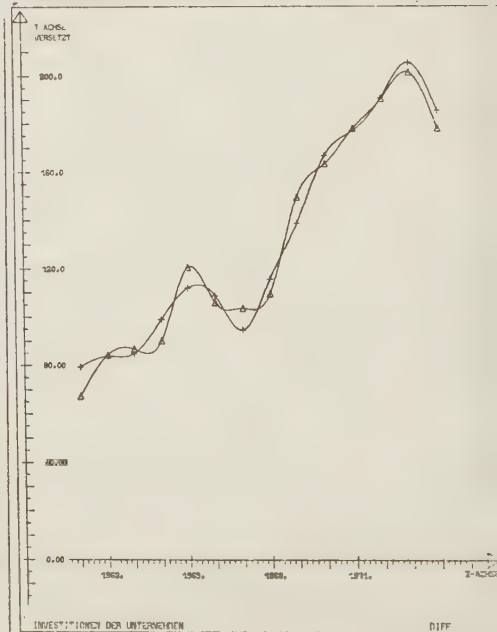
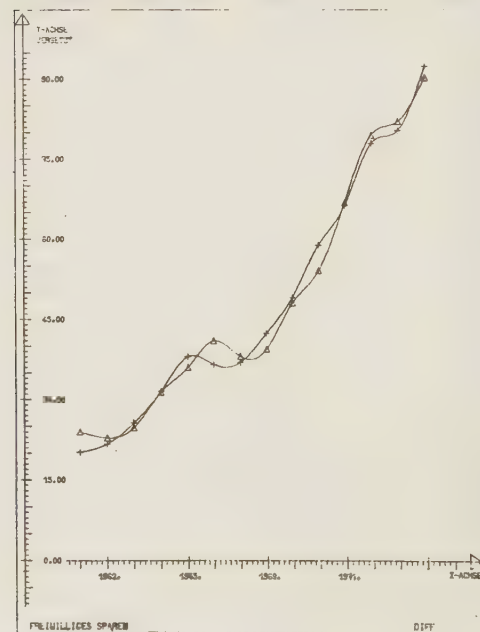
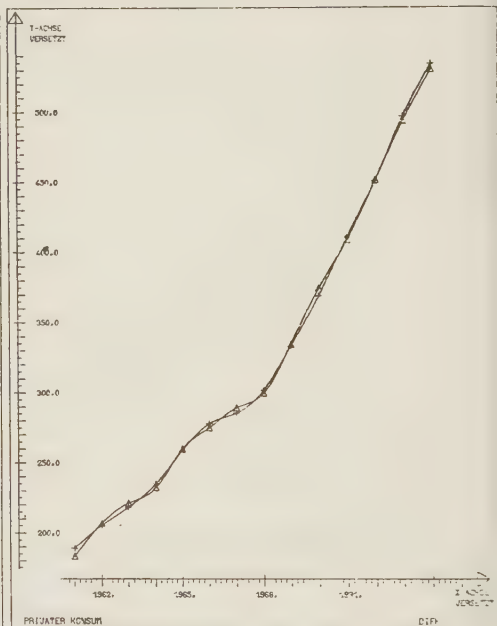
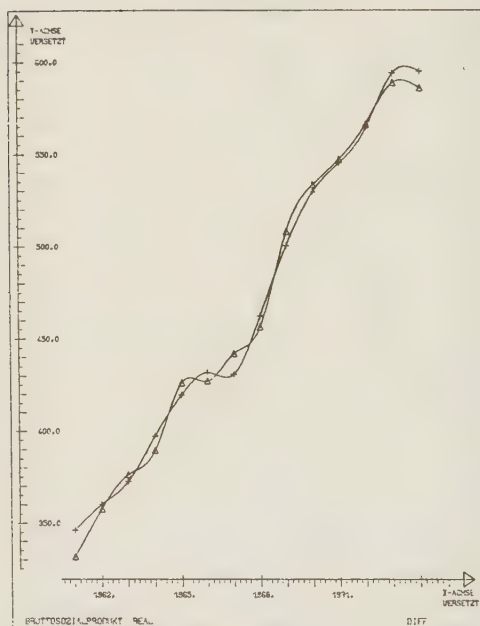
Prognose für den Ansatz mit den gemessenen Werten (III)



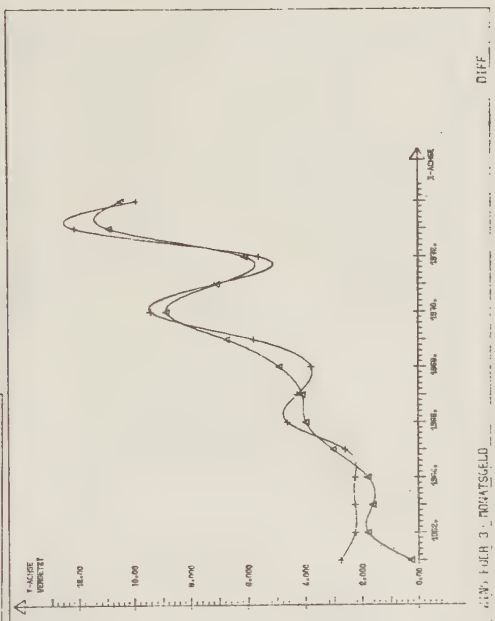
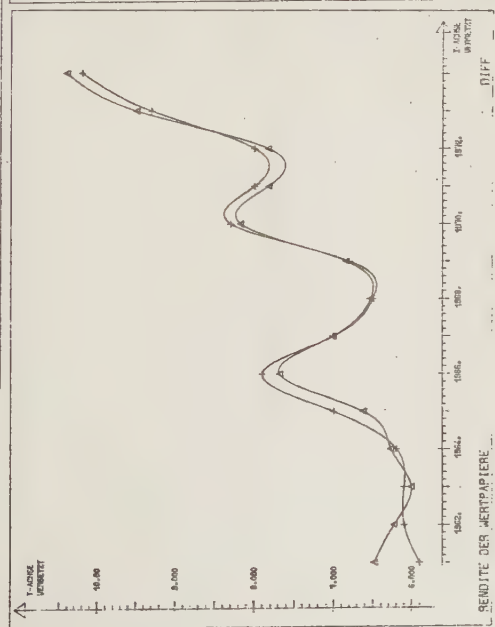
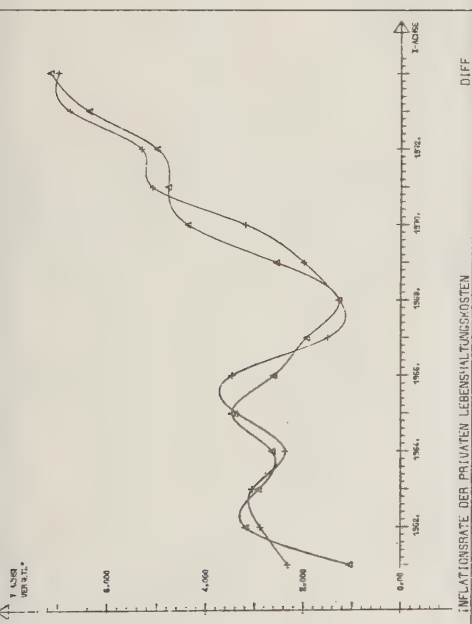
Prognose für den Ansatz mit den gemessenen Werten (IV)



3.3.1.2. Prognose durch die Modellstruktur für den Ansatz mit den Differenzen



Prognose für den Ansatz mit den Differenzen (II)

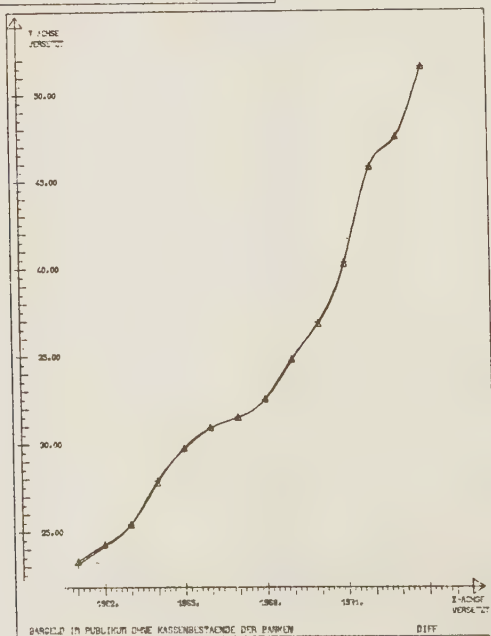
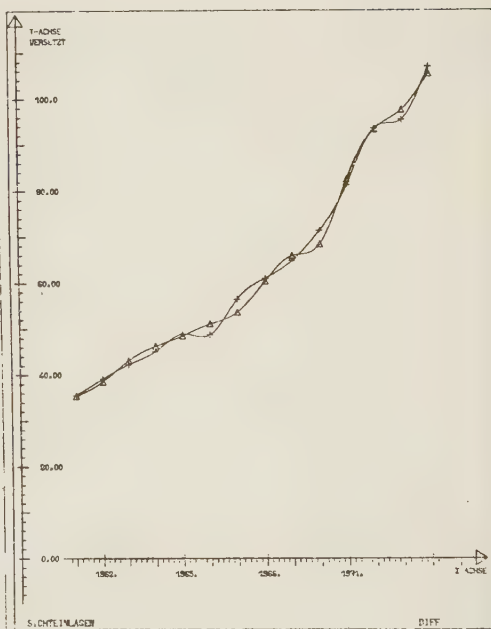
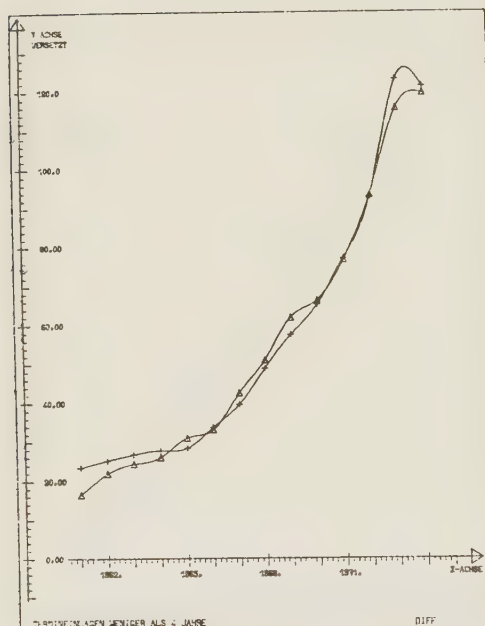


1. ANZUG VERKÜRZT

INFLATIONSGRÄDE DER PRIVATEN LEBENSHALTUNGSKOSTEN

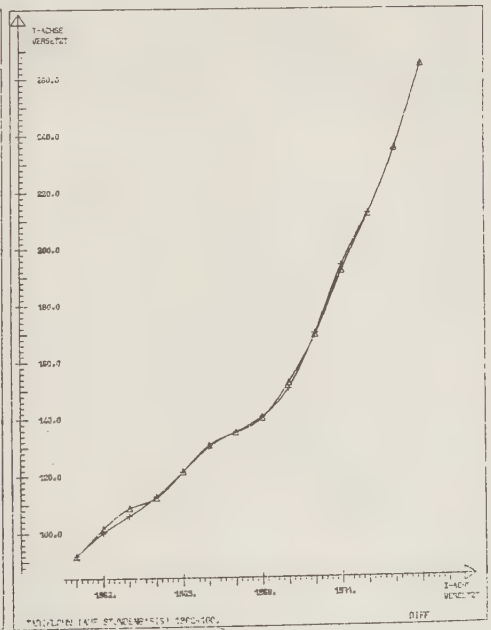
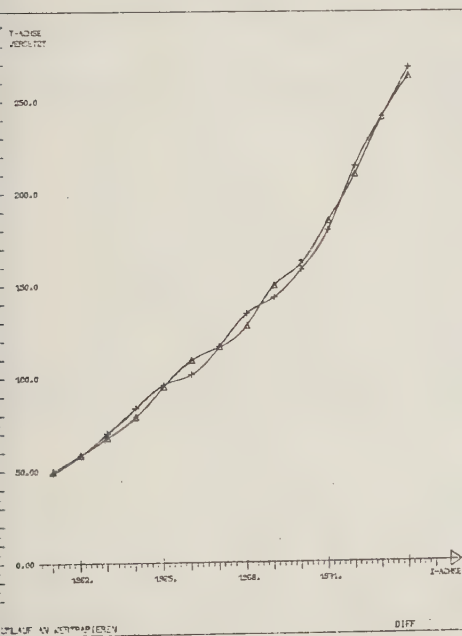
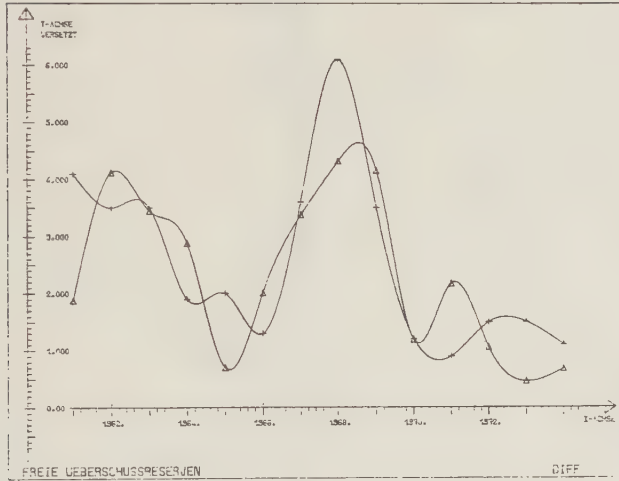
DIFF

Prognose für den Ansatz mit den Differenzen (III)



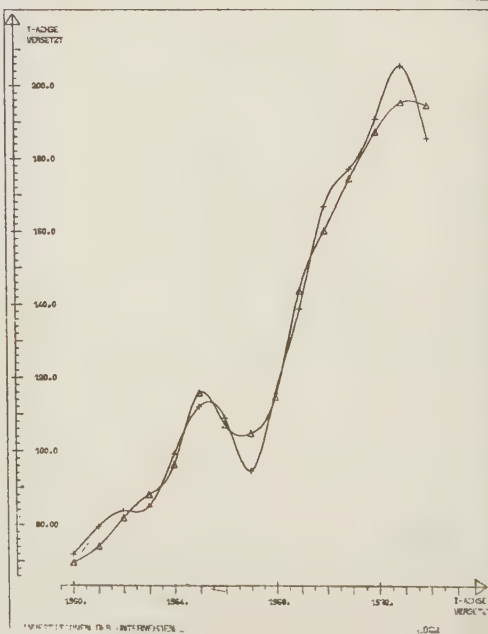
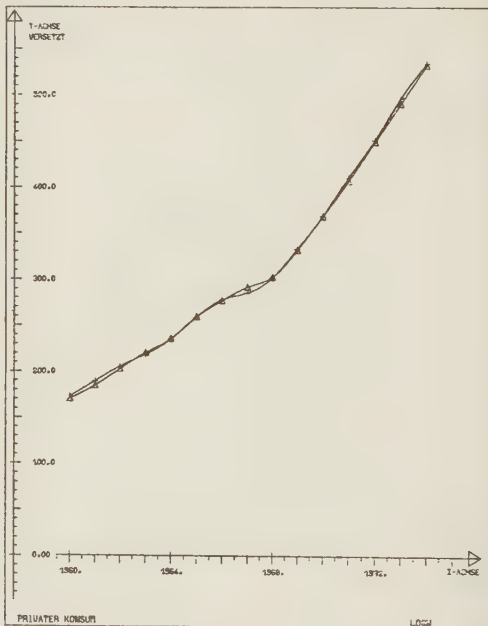
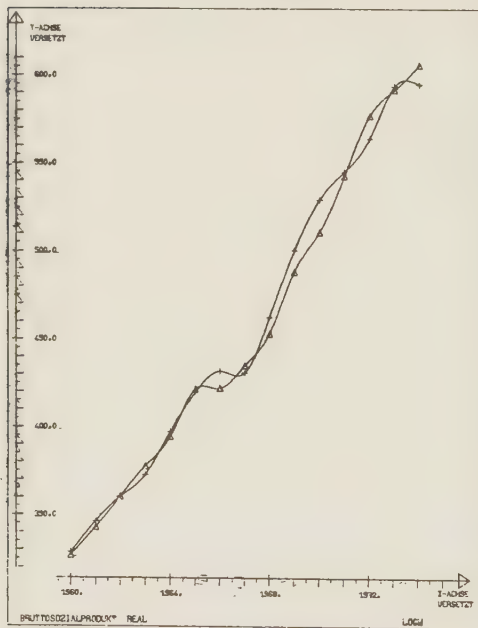
BARCELON IN PUBLIKUM OHNE KASSINGSTÄNDE DER BARCELON

Prognose für den Ansatz mit den Differenzen (IV)

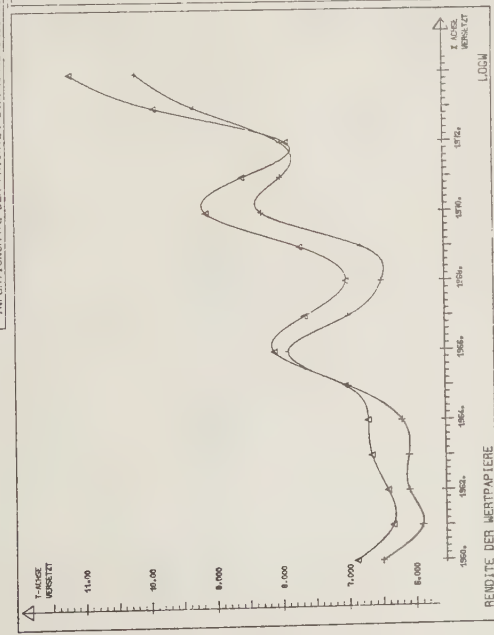
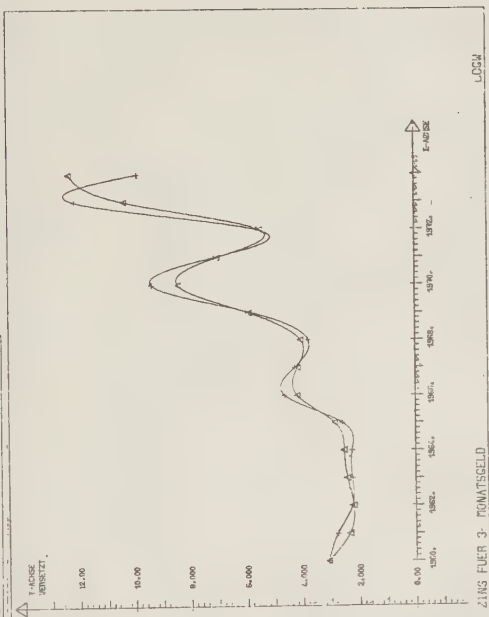
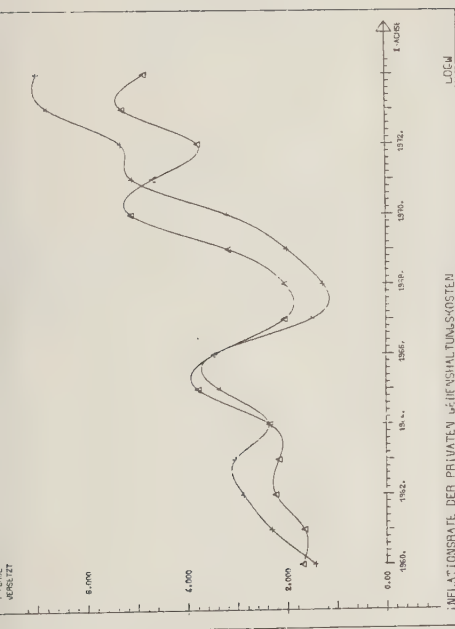


3.3.2. Prognose der endogenen Variablen nach den multiplikativen Ansatzformen

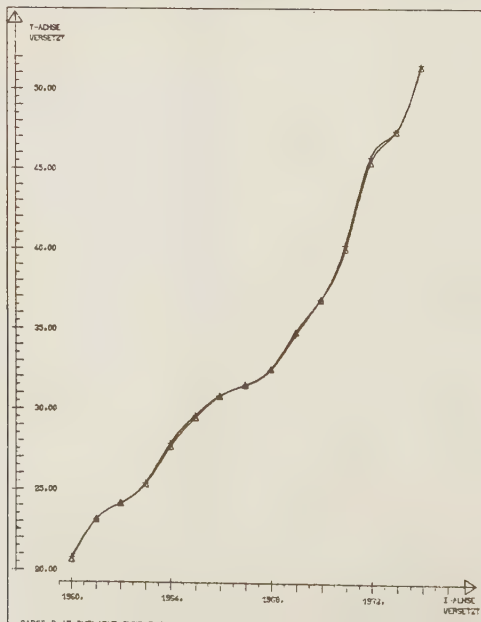
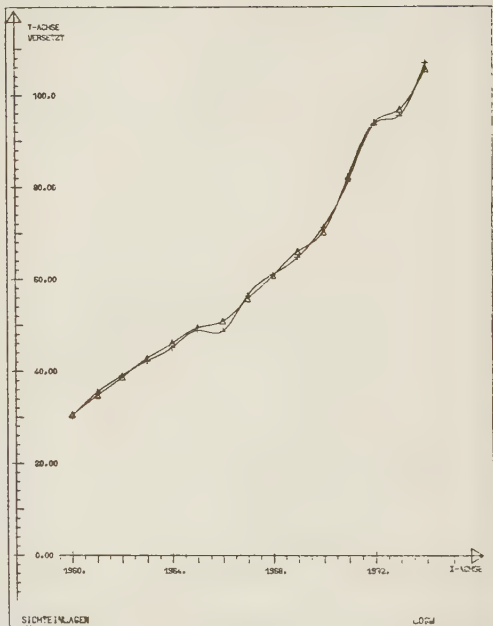
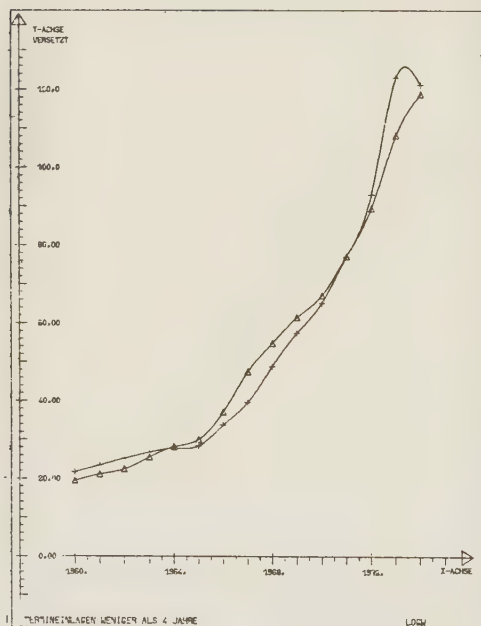
3.3.2.1. Prognose durch die Modellstruktur für den Potenzansatz



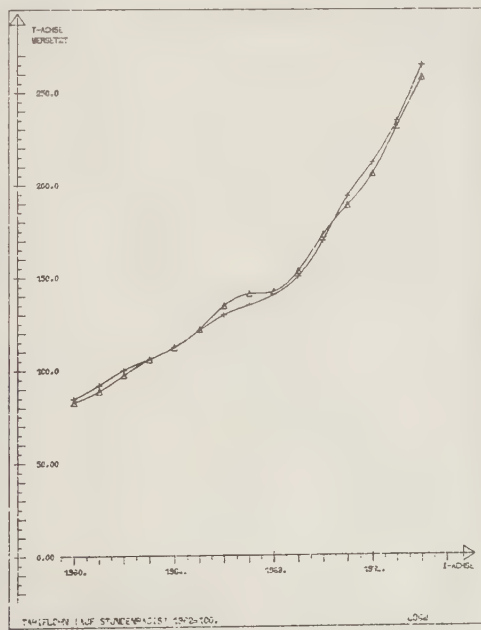
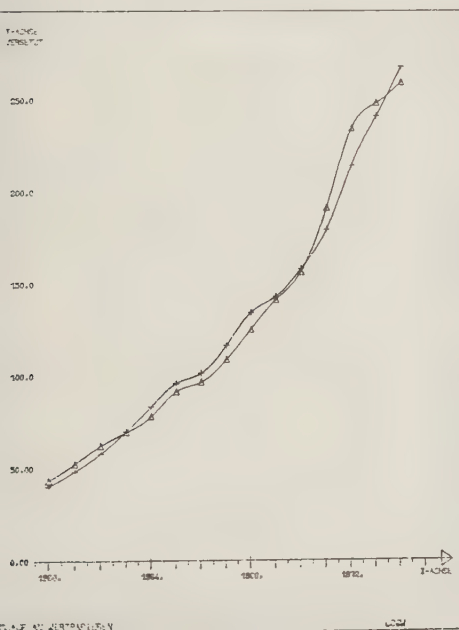
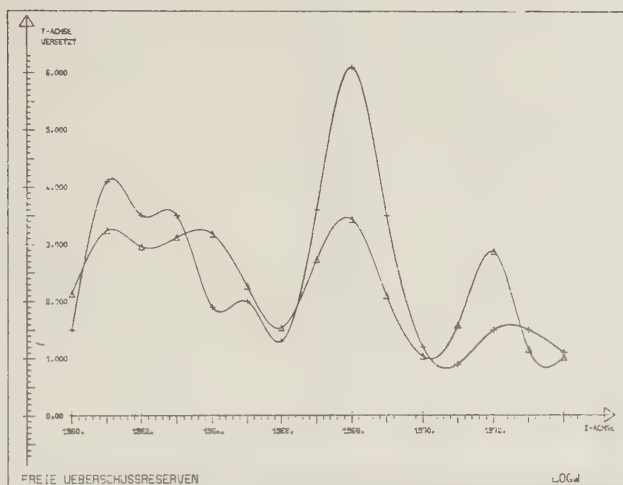
Prognose für den Potenzansatz (II)



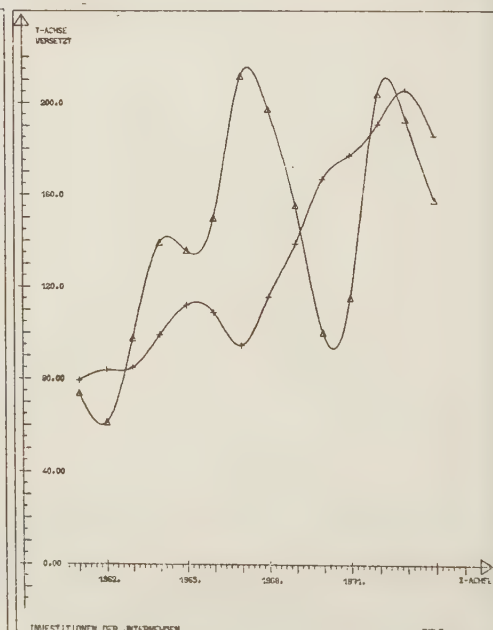
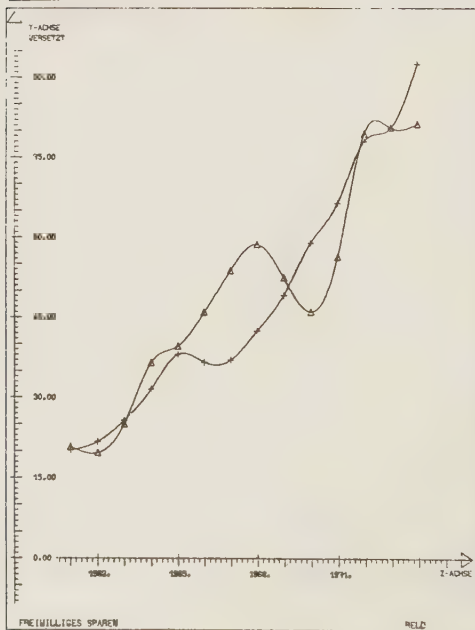
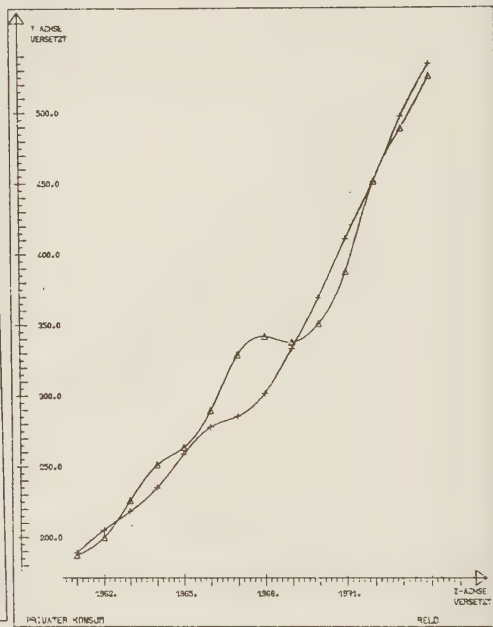
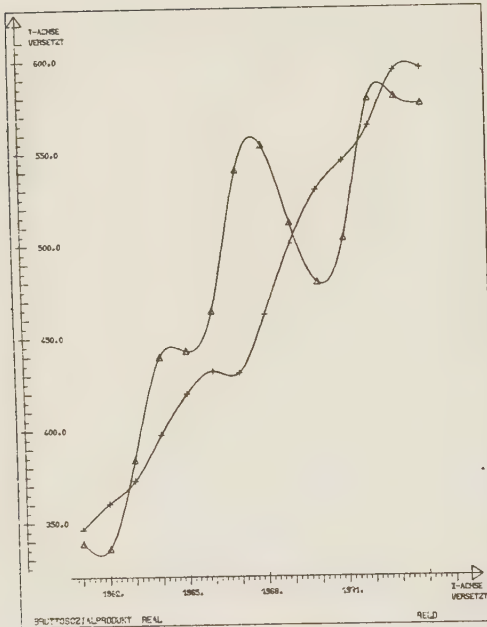
Prognose für den Potenzansatz (III)



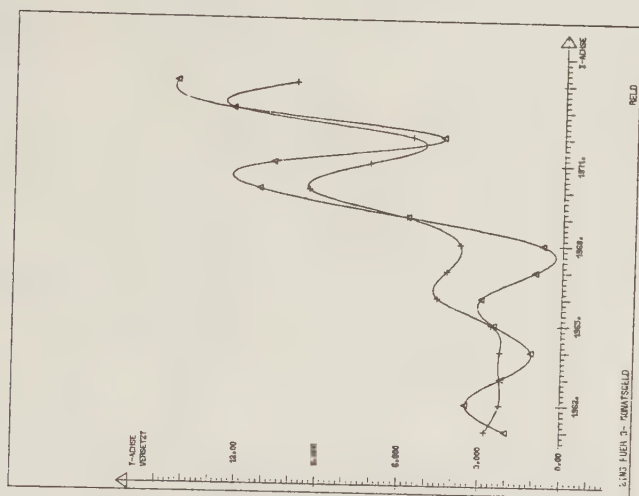
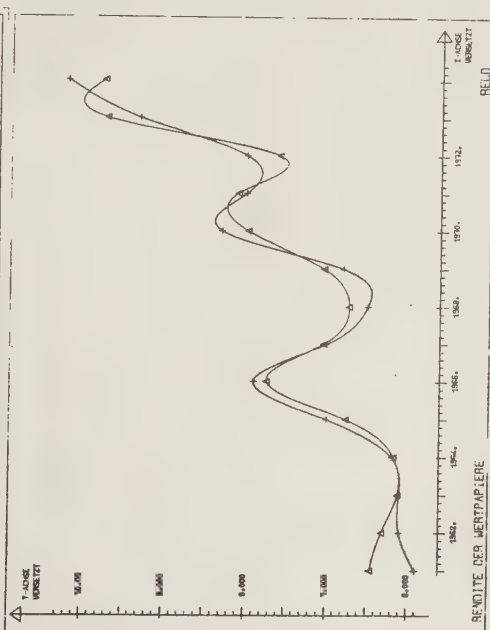
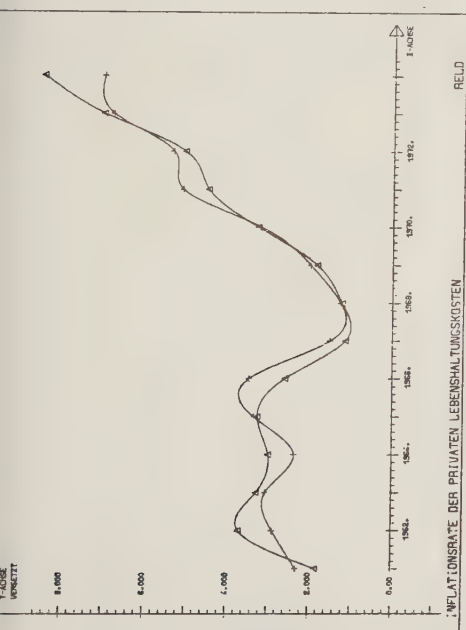
Prognose für den Potenzansatz (IV)



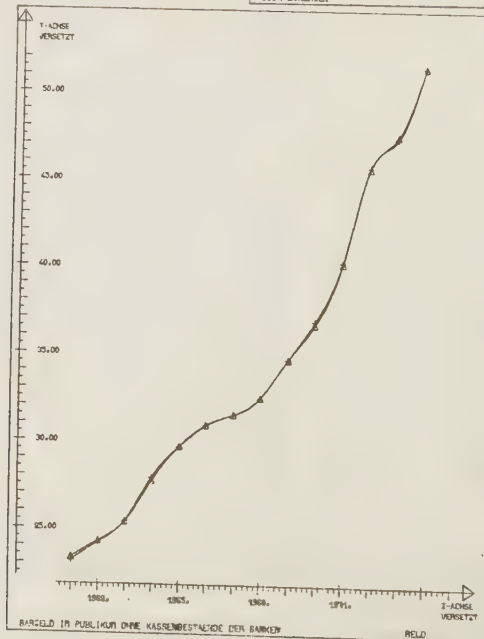
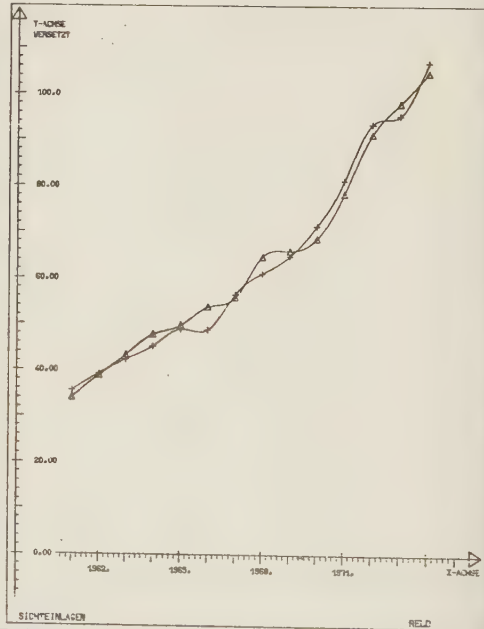
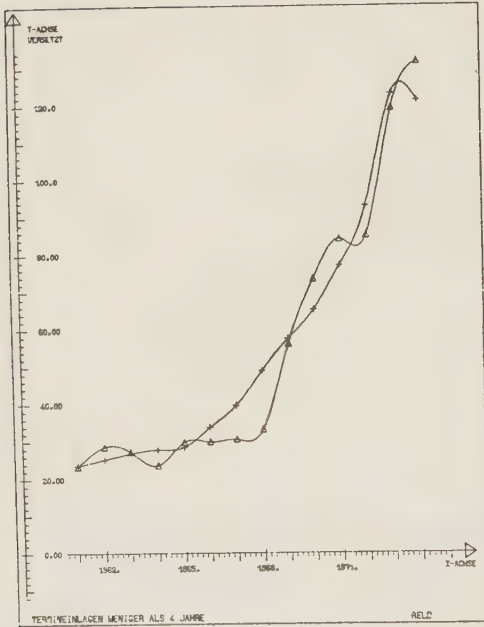
3.3.2.2. Prognose durch die Modellstruktur für den Ansatz mit den relativen Differenzen



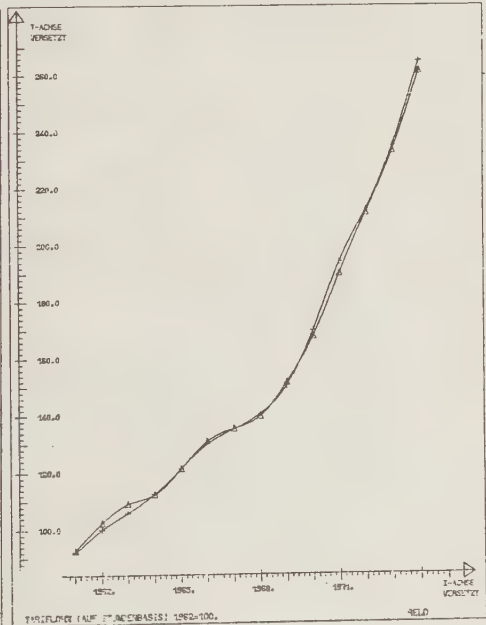
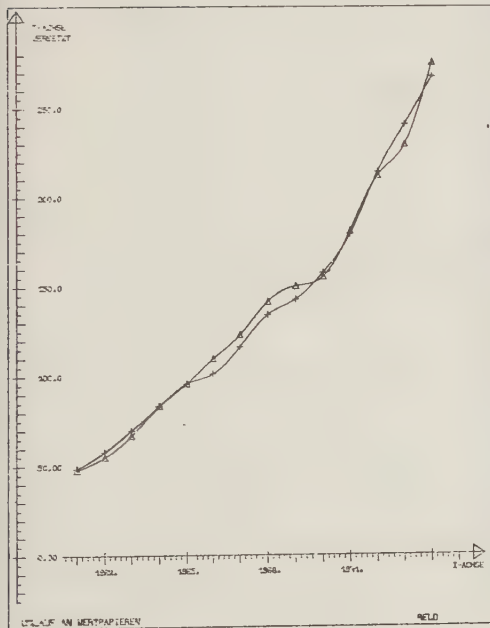
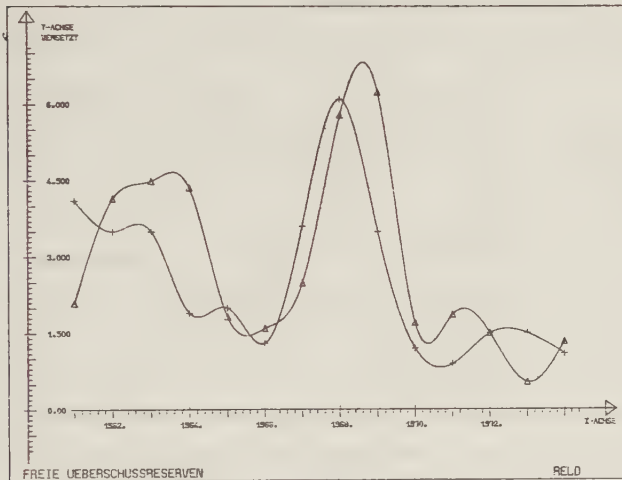
Prognose durch den Ansatz mit den relativen Differenzen (II)



Prognose durch den Ansatz mit den relativen Differenzen (III)



Prognose durch den Ansatz mit den relativen Differenzen (IV)



3.3.3. Test der Prognosen nach den vier Modellstrukturen

Mit den vier vorangegangenen Prognosesätzen für die endogenen Variablen ist noch keine Entscheidung getroffen, welches der vier Modelle für den Schätzzeitraum am besten geeignet ist. Die Entscheidung könnte nach subjektiven Gesichtspunkten geschehen. Dann würde man argumentieren, daß die Prognose der j -ten endogenen Variablen in der τ -ten Periode eine so große Abweichung von der tatsächlichen Realisation besitzt, daß das entsprechende Modell überhaupt ausscheidet.

Hier soll auch die Auswahl des "am besten" geeigneten Modells nach objektiven Kriterien erfolgen. Dazu wurden oben ¹ zwei Prognosegütemaße eingeführt, nämlich zum einen die Wurzel aus dem mittleren quadrierten prozentualen Fehler aller endogenen Variablen (rmse), zum anderen das geometrische Mittel der prozentualen Fehler der endogenen Variablen (gMF). Der Zeitraum, für den die Prognoseabweichungen berechnet werden, ist die Schätzperiode 1960-1974. Es wird also die historische Prognose verwendet. Jedoch verliert man für den Ansatz mit den Differenzen und mit den relativen Differenzen jeweils den ersten Zeitpunkt für die Prognose wegen der Zuwächse, die die Differenzen zwischen zwei benachbarten Zeitpunkten darstellen. Deshalb umfaßt die historische Prognose bei dem Ansatz mit den gemessenen Werten und bei dem Potenzansatz 15 Prognosezeitpunkte, während für die beiden anderen Ansatzformen nur 14 Zeitpunkte zur Verfügung stehen.

Nach den Prognosetests ergibt sich für die vier Modelle:
(Die Fehler werden jeweils in % angegeben)

¹Vgl.: Oben, S.52

Ansatz	rmse	gMF
gemessene Werte:	13,8	27,8
Differenzen:	7,1	18,6
Potenzansatz:	7,3	15,8
relative Differenzen:	11,7	25,0

Teilt man den vier Modellen Ränge nach den beiden Prognosetests zu, so ergibt sich folgende Rangverteilung:

Ansatz	Rang (rmse)	Rang(gMF)
gemessene Werte :	4	4
Differenzen :	1	2
Potenzansatz:	2	1
relative Differenzen:	3	3

Mittelt man diese Ränge um ein einziges Entscheidungskriterium zu erhalten, so folgt:

Ansatz	gem.Werte	Differenzen	Potenzans.	rel.Differ.
Ø Rang	4	1,5	1,5	3

Die besten Ergebnisse nach den Prognosetests erhalten die Modelle für den Ansatz mit den Differenzen und mit dem Potenzansatz mit einem durchschnittlichen Rang von jeweils 1,5. Damit ist aber weder das eine, noch das andere Modell auszuwählen. Dazu sollen die Durbin-Watson-Statistiken der einzelnen Gleichungen der beiden Modelle betrachtet werden. In der achten Gleichung des Modells für den Potenzansatz wird eine Durbin-Watson-Statistik mit 0,841 angegeben (S.89). Damit ist bei einer Sicherheit von 5% eine positive Autokorrelation der Residuen gegeben. Dadurch ist die Annahme der fehlenden "serially" Autokorrelation bei dem Modell für den Potenzansatz verletzt. Es wird nicht akzeptiert.

Aus diesem Grund wird das Modell für den Ansatz mit den Differenzen als "bestes" bezeichnet.

3.4. Diskussion des Strukturmodells nach der Erweiterten Schrittweisen Regression für den Ansatz mit den Differenzen

Da in dem letzten Abschnitt das Modell für den Ansatz mit den Differenzen als das "beste" ausgewählt wurde, muß jetzt geklärt werden, ob dieses Modell auch volkswirtschaftlich sinnvoll zu deuten ist. Die Modellspezifikation hängt bei der Vorgehensweise der Erweiterten Schrittweisen Regression ausschließlich von den verwendeten volkswirtschaftlichen Variablen und dem gewählten Schätzzeitraum ab. Eine Gleichung nach der Schrittweisen Regression ist also stark raum-zeit-bezogen. Zwar werden alle ökonometrischen Modelle raum-zeit-bezogen aufgestellt, der Einwand der extremen Zeitbezogenheit trifft jedoch insbesondere auf ein Modell nach der Erweiterten Schrittweisen Regression zu. Um diese Zeitbezogenheit zu relativieren und um die volkswirtschaftliche Interpretationsbasis zu stärken wird in diesem Abschnitt zusätzlich untersucht, welche Spezifikationen sich ergeben, wenn der Stichprobenzeitraum variiert wird. Im folgenden wird die zeitliche Sensibilität nur für den ausgewählten Ansatz mit den Differenzen bei einer statistischen Sicherheit von mindestens 90% beim t - Test untersucht.

Der bisherige Schätzzeitraum umfaßt die deutsche Volkswirtschaft der Jahre 1960 bis 1974, also 15 Zeitpunkte. Durch die Bildung der Differenzen ergibt sich ein Stichprobenumfang von nur 14 Werten zur Schätzung der Koeffizienten.

Ein ökonometrisches Modell soll letztlich der Prognose der endogenen Variablen in der Zukunft dienen. Deshalb können bei einer zeitlichen Verschiebung des Stichprobenzeitraums höchstens die Zeitpunkte am Anfang der Periode 1960-1974 weggelassen werden.

Um das Rechnerprogramm sinnvoll durchführen zu können, benötigt man bei acht vorherbestimmten Variablen mindestens elf Schätzzeitpunkte, damit man insbesondere bei der ersten Stufe noch Freiheitsgrade übrig hat. Da durch die Bildung der Differenzen ein Zeitpunkt verloren geht, muß die kleinste Schätzperiode 12 Jahre umfassen, also die Jahre 1963 bis 1974. Die anderen beiden Modelle werden für die Jahre 1962 bis 1974 und für 1961 bis 1974 aufgestellt.

Aus diesem Grund wird die zeitliche Sensibilität für diese vier verschiedenen Zeiträume betrachtet. Die Zeiträume sind:

1960 - 1974, Modell A mit allen 15 Zeitpunkten

1961 - 1974, Modell B mit 14 Zeitpunkten

1962 - 1974, Modell C mit 13 Zeitpunkten

1963 - 1974, Modell D mit 12 Zeitpunkten.

Für jedes der vier Modelle wird zunächst die Strukturform nach der Erweiterten Schrittweisen Regression berechnet. Die vier Strukturformen werden miteinander gleichungsweise verglichen.

Gleichungsweise wird auch das oben "als bestes" ausgewählte Modell für den gesamten Stichprobenzeitraum volkswirtschaftlich interpretiert. Die volkswirtschaftliche Erörterung soll sich insbesondere auf die Beziehungen stützen, die eine relativ hohe Konstanz bezüglich der Zeit besitzen.

Die Bezeichnung der Gleichungen erfolgt dabei in der volkswirtschaftlichen Symbolik. Deshalb werden auf der nächsten Seite zunächst die Namen der verwendeten endogenen und vorherbestimmten Variablen und ihre volkswirtschaftlichen Symbole gegenübergestellt.

Da der ausgewählte Ansatz für die absoluten Veränderungen der Variablen gilt, werden die Variablen als die ersten Differenzen definiert.

Es bedeutet:

$$\bar{Y}_t^{\text{real}} = Y_t^{\text{real}} - Y_{t-1}^{\text{real}}$$

Die endogenen Variablen:

$\bar{Y}_t^{\text{real}}$			absolute Veränderung des realen Volkseinkommens
$\bar{C}_t$	"	"	des nominellen Privaten Konsums
$\bar{S}_t$	"	"	des nominellen Privaten Sparens
$\bar{I}_t$	"	"	der nominellen Investitionen der Unternehmen
$\bar{\pi}_t$	"	"	der Inflationsrate
$\bar{r}_t^{\text{W}}$	"	"	der Rendite von Wertpapieren
$\bar{i}_t^{\text{3M}}$	"	"	des Zinssatzes für Dreimonatsgeld
$\bar{TG}_t$	"	"	der Termineinlagen mit einer Laufzeit von unter vier Jahren
$\bar{SE}_t$	"	"	der Sichteinlagen
$\bar{BGP}_t$	"	"	des Bargelds im Publikum
$\bar{FÜB}_t$	"	"	der freien Überschußreserven in % vom Mindestreservesoll
$\bar{UWP}_t$	"	"	des Umlaufs an Wertpapieren
$\bar{w}_t$	"	"	des Tariflohns auf Stundenbasis (Indexreihe, mit 1962 = 100)

Die vorherbestimmten Variablen

con_t			der konstante Term
$\bar{SVI}_t$			absolute Veränderung des Staatsverbrauchs mit den öffentlichen Investitionen
$(\bar{Ex}_t - \bar{Im}_t)$	"	"	des Außenbeitrags
$\bar{C}_{t-1}$	"	"	des vorangegangenen Konsums

$\bar{i}_t^D$			absolute Veränderung des Diskontsatzes
$\bar{M}\bar{R}_t$	"	"	des Mindestreservesolls bei konstanten Reservesätzen, Stand Januar 1974
$\bar{B}\bar{G}\bar{U}_t$	"	"	des Bargeldumlaufs
$\bar{F}\bar{A}\bar{Z}_t$	"	"	des FAZ-Aktienindex

Nachdem die Variablen mit ihren Namen definiert sind, können die einzelnen Gleichungen der Strukturform erörtert werden.

3.4.1. Erste Gleichung

Die erste Gleichung lautet, falls die gesamte Periode 1960 bis 1974 zugrunde gelegt wird, also im Modell A:

$$\bar{Y}_t^{\text{real}} = 0,70 \bar{I}_t - 11,32 \bar{r}_t^W + 10,05 \text{ con} + 7,13 \bar{i}_t^D + 2,11 \bar{B}\bar{G}\bar{U}_t$$

(99,9%) (98%) (99,8%) (99%) (92%)

Unterhalb der Regressionskoeffizienten steht jeweils die statistische Sicherheit für den t-Test

Im Modell B mit dem Schätzzeitraum 1961 bis 1974, gilt:

$$\bar{Y}_t^{\text{real}} = 0,77 \bar{I}_t + 12,31 \text{ con} + 2,85 \bar{i}_t^D + 0,07 \bar{F}\bar{A}\bar{Z}_t$$

Modell C für 1962 bis 1974 enthält:

$$\bar{Y}_t^{\text{real}} = 0,77 \bar{I}_t + 11,89 \text{ con} + 3,32 \bar{i}_t^D + 0,10 \bar{F}\bar{A}\bar{Z}_t$$

und schließlich Modell D mit 1963 bis 1974:

$$\bar{Y}_t^{\text{real}} = 0,76 \bar{I}_t + 12,14 \text{ con} + 3,39 \bar{i}_t^D + 0,10 \bar{F}\bar{A}\bar{Z}_t$$

Als stabile Koeffizienten zur Erklärung des realen Volkseinkommens dienen die positiven Koeffizienten bei den Investitionen, bei der Konstanten und bei dem Diskontsatz. Im Modell A erhält man als zusätzlichen Koeffizienten $-11,32 \bar{r}_t^W$ und in den Modellen B, C und D $+0,1 \bar{F}\bar{A}\bar{Z}$. Eine Erhöhung der Aktienkurse hat eine Verminderung der Aktienrendite zur Folge. Im Verbund hiermit sinken die Zinsen allge-

mein. Der negative Koeffizient bei der Wertpapierrendite in Modell A wird bei den anderen Modellen durch den positiven Koeffizienten beim Aktienindex substituiert.

Das reale Bruttosozialprodukt kann man als das gesamte volkswirtschaftliche Angebot interpretieren. Diesem Angebot steht die volkswirtschaftliche Nachfrage gegenüber, die im Gleichgewicht dem Angebot entspricht. Aus diesem Grund stellt die erste Gleichung die gesamtwirtschaftliche Nachfragefunktion dar. Die Veränderung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage wird also von den nominellen Investitionen, der Konstanten und dem Diskontsatz positiv beeinflusst. Von dem allgemeinen Zinsniveau, das durch die Wertpapierrendite bzw. durch den inversen Aktienindex dargestellt wird, hängt die gesamte Nachfrage negativ ab.

Die Investitionen der Unternehmen beeinflussen die Nachfrage unmittelbar. Dagegen ist zu klären, wie die Konstante die Nachfrage verändert. Die konstante Veränderung kann zum einen eine während der letzten Jahre gestiegene Bevölkerung oder eine Erhöhung der individuellen Bedürfnisse der Bevölkerung anzeigen. Beide Erklärungen treffen für die untersuchte Periode zu. Sieht man von dem Pillenknick ab, so hat sich in den letzten Jahren die Bevölkerungszahl durch die ausländischen Arbeitnehmer tatsächlich erhöht. Das allgemeine Zinsniveau erklärt die Nachfrage als negative Funktion, da Konsumgüter häufig durch Kredite finanziert werden. Steigt das Zinsniveau, so steigen die Finanzierungskosten. Dadurch wird die Nachfrage sich verringern. Ein Individuum kann auch zwischen dem Kauf von Gütern und der Anlage von Geld bei den Banken wählen. Steigt das Zinsniveau, so wird es interessanter, Geld anzulegen, statt zu konsumieren. Hierdurch hängt die Nachfrage vom allgemeinen Zinsniveau negativ ab. Dagegen besitzt der Diskontsatz einen positiven Koeffizienten. Eine Erhöhung des Diskontsatzes führt zu einer Nachfrageerhöhung. Dieser Vorgang kann mit zwei Überlegungen begründet werden. Zum einen hinkt das allgemeine Zinsniveau hinter dem Diskontsatz her. Steigt der Diskontsatz, so werden die anderen Zinssätze folgen. Es

wird für die Individuen interessant, einen Kredit zu den alten Konditionen aufzunehmen und hierfür Güter zu erwerben. Der Diskontsatz steigt also und die Nachfrage ebenfalls. In einer Periode mit hohen Zinsen werden die Individuen sicher weniger Kredite nachfragen. Sinkt jetzt der Diskontsatz, so werden die Individuen erst beginnen, sich an die neuen Konditionen zu gewöhnen. Die Nachfrage aber sinkt -hier als Lagvariable- in Abhängigkeit vom kurz vorangegangenen höheren Diskontsatz.

Durch den aufgezeigten Zusammenhang kann man die Gleichung des realen Volkseinkommens als Gleichung der gesamten volkswirtschaftlichen Nachfrage interpretieren.

3.4.2. Zweite Gleichung

$$\text{Modell A: } \bar{C}_t = 0,45 \bar{I}_t + 0,48 \bar{SVI}_t + 0,66 \bar{C}_{t-1}$$

(99,99%) (98%) (99,99%)

$$\text{B: } \bar{C}_t = 0,45 \bar{I}_t + 0,48 \bar{SVI}_t + 0,66 \bar{C}_{t-1}$$

$$\text{C: } \bar{C}_t = 0,45 I_t + 0,48 \bar{SVI}_t + 0,66 \bar{C}_{t-1}$$

$$\text{D: } \bar{C}_t = 0,45 \bar{I}_t + 0,48 \bar{SVI}_t + 0,66 \bar{C}_{t-1}$$

Diese Gleichung zur Erklärung der absoluten Veränderung des Privaten Konsums ist in den vier Perioden konstant.

Eine Zunahme der Investitionen der Unternehmen erhöht die Beschäftigung und das Volkseinkommen. Die zusätzliche Beschäftigung läßt die Wirtschaftssubjekte vermuten, daß auch die Unternehmer mit einer Zunahme der Nachfrage rechnen. Eine solche Vermutung unterstützt ein Wirtschaftssubjekt in seiner Kaufentscheidung für private Konsumgüter, da es auch in der Zukunft wegen der erwarteten größeren Nachfrage beschäftigt werden wird. Die Konsumneigung hängt also von der in die Zukunft gerichteten Erwartung ab, wie sie durch die Investitionen der Unternehmen widerspiegelt wird.

Das zweite Argument ist die Veränderung des Staatsverbrauchs mit den öffentlichen Investitionen. Ein großer Teil der Staatsausgaben wird durch die Personalkosten bestimmt. In den letzten Jahren wurde außerdem ein immer größerer Anteil der öffentlichen Haushalte für die soziale Fürsorge an die minderbemittelten Bevölkerungsschichten verwendet. Es ist anzunehmen, daß sowohl die Beschäftigten im öffentlichen Dienst, als auch insbesondere die Minderbemittelten eine hohe Konsumquote besitzen. Aus diesem Grund verwundert es nicht, daß die Zunahme des Staatsverbrauchs eine Zunahme des Privaten Konsums hervorruft.

Als letztes hängt die Veränderung des Konsums der laufenden Periode positiv von einer Veränderung des Privaten Konsums in der Vorperiode ab. Brown hat auf diese positive Abhängigkeit als erster hingewiesen¹. Deshalb entspricht das letzte Argument unserer Konsumfunktion der Brownschen Konsumfunktion.

In der vorliegenden Gleichung ist die Veränderung des Privaten Konsums eine Funktion der zukünftigen Erwartung - sie wird durch die Investitionen verkörpert-, des gegenwärtigen Einkommens der öffentlich Beschäftigten mit den Unterstützungen an die Minderbemittelten - in Form der Staatsausgaben- und schließlich vom vorangegangenen Anspruchsniveau- es wird durch die Veränderung des vorangegangenen Konsums erklärt. Die Konsumfunktion enthält also Einflüsse aus den vorangegangenen und den nachfolgenden Perioden. Eine solche zeitliche Unbegrenztheit wird auch in der volkswirtschaftlichen Theorie häufig unterstellt.

3.4.3. Dritte Gleichung

$$A: \bar{S}_t = + 2,42 \text{ BGP}_t \\ (99,99\%)$$

$$B: \bar{S}_t = + 2,51 \text{ BGP}_t$$

¹Vgl.: Brown, T.M.: Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior, in: Econometrica 20 (1952), S.359

$$C: \bar{S}_t = -2,04 \bar{M}_t + 1,35 \bar{BGP}_t + 0,36 \bar{SVI}_t - 0,49 (\bar{Ex}_t - \bar{Im}_t)$$

$$D: \bar{S}_t = + 2,52 \bar{BGP}_t$$

Das einzige Argument, das in der Zeit stabil ist, ist das Bargeld im Publikum ohne die Kassenbestände der Banken.

Falls das Bargeld im Publikum ansteigt, wird die bisherige Aufteilung in Bargeld und in andere Vermögensgegenstände gestört. Unterstellt man, daß die bisherige Aufteilung erwünscht war, dann werden die Wirtschaftssubjekte bestrebt sein, die alte Aufteilung wieder herzustellen. Die alte Aufteilung kann jedoch nur durch eine Erhöhung der sonstigen Vermögensgegenstände erfolgen. Dazu muß ein Individuum seine Ersparnis erhöhen. Aus diesem Grund besitzt die Veränderung des Bargeldumsatzes im Publikum bezüglich der Veränderung der Privaten Ersparnis einen stark positiven Koeffizienten.

3.4.4. Vierte Gleichung

$$A: \bar{I}_t = 0,62 \bar{Y}_t^{\text{real}} + 0,54 \bar{TG}_t - 4,82 \text{ con} - 1,21 (\bar{Ex}_t - \bar{Im}_t)$$

(99,8%)^t (98%) (90%) (99,8%)

$$B: \bar{I}_t = 0,93 \bar{Y}_t^{\text{real}} - 7,98 \text{ con} - 0,67 (\bar{Ex}_t - \bar{Im}_t)$$

$$C: \bar{I}_t = 0,44 \bar{Y}_t^{\text{real}} + 0,60 \bar{TG}_t - 1,56 (\bar{Ex}_t - \bar{Im}_t)$$

$$D: \bar{I}_t = 0,45 \bar{Y}_t^{\text{real}} + 0,56 \bar{TG}_t - 1,53 (\bar{Ex}_t - \bar{Im}_t)$$

Die Koeffizienten, die zeitlich stabil sind, stehen bei der Veränderung des realen Volkseinkommens, der Terminanlagen und des Außenbeitrags.

Wenn das reale Volkseinkommen steigt, nimmt die gesamtwirtschaftliche reale Nachfrage zu. Dadurch werden zum einen die bestehenden Ressourcen stärker als bisher ausgelastet. Das führt zu einem schnelleren Verschleiß der Maschinen und so zu höheren Ersatzinvestitionen.

Zum zweiten kommt durch eine gestiegene Nachfrage größere Produktionsanlagen zustande. Dadurch steigt die Neuinvestition.

Zum dritten führt eine gestiegene reale Nachfrage dazu, daß die Nachfrageerhöhung extrapoliert wird. Die Unternehmer rechnen in der Zukunft mit einer noch höheren Nachfrage und investieren bereits jetzt,

um für die künftige Nachfrage die entsprechenden Produktionskapazitäten bereit zu haben.

Der Koeffizient der Veränderung der Termineinlagen wird positiv geschätzt. Steigen die Termineinlagen, so sind die Banken bestrebt, diese zusätzlichen Einlagen an Kreditnehmer zu verleihen. Die privaten Investitionen werden auch teilweise durch Bankkredite finanziert.

Steigt die Finanzierungsmöglichkeit für die Investitionen, dann werden sie ceteris paribus zunehmen.

Schließlich sind die gesamten Investitionen der Unternehmen in der Bundesrepublik Deutschland negativ vom Außenbeitrag abhängig. Steigt der Außenbeitrag, dann wird entweder mehr exportiert oder weniger importiert. Falls mehr exportiert wird, sind die Absatzchancen der deutschen Produkte in den Absatzländern gut. Dann investieren die deutschen Unternehmen oft direkt in den Abnehmerländern. Wird weniger importiert, dann sehen die ausländischen Unternehmen geringe Chancen für ihre Produkte auf dem deutschen Markt und werden aus diesem Grund in Deutschland weniger investieren. Durch beide Alternativen steigt der Außenbeitrag und als Funktion hiervon sinken die Investitionen der Unternehmen in der Bundesrepublik Deutschland.

3.4.5. Fünfte Gleichung

$$A: \pi_t = 0,04 \bar{C}_t - 0,14 \bar{S}_t - 0,64 \text{con} + 0,09 S \bar{V}_t - 0,13 (\bar{E}_t - \bar{I}_m_t) \\ (91\%) \quad (98\%) \quad (96\%) \quad (98\%) \quad (99,9\%)$$

$$B: \bar{\pi}_t = 0,03 \bar{I}_t + 0,59 \bar{r}_t^W$$

$$C: \bar{\pi}_t = +0,82 \bar{r}_t^W$$

$$D: \bar{\pi}_t = +0,82 \bar{r}_t^W$$

Zur Erklärung der Veränderung der Inflationsrate kann keine zeitlich stabile Beziehung angegeben werden.

Aus diesem Grund sollen die inflationsfördernden Ursachen zusammengestellt werden. Diese sind der Private Konsum, die Investitionen und der Staatsverbrauch mit den öffentlichen Investitionen, also Größen

die die Nachfrage beeinflussen. Interessanterweise besitzt in Modell A eine Vergrößerung des Außenbeitrags eine inflationsmindernde Wirkung. Dies kann durch die Vergrößerung der Losgrößen für die zusätzliche Auslandnachfrage und die Größendegression der Stückkosten erklärt werden.

In den Modellen B, C und D besitzt die Wertpapierrendite einen positiven Koeffizienten. Der Inflationssatz geht zumindest teilweise in den nominellen Zinssatz ein, so daß auch zwischen der Rendite von Wertpapieren und der Inflationsrate ein positiver Zusammenhang besteht. Das ist empirisch vielfach bestätigt worden. Hier handelt es sich um eine Strukturgleichung. Deshalb ist der Kausalzusammenhang nicht a priori klar, da sowohl $\bar{\pi}_t$ als auch $\bar{r}_t^W$ endogene Variablen sind.

Nur die Private Ersparnis besitzt einen negativen Koeffizienten, da eine Zunahme des Sparens die gesamte Nachfrage mindert.

Da die geschätzten Beziehungen einer Zeitverschiebung nicht Genüge leisten, ist eine weitergehende Interpretation der fünften Gleichung verfehlt.

3.4.6. Sechste Gleichung

$$\begin{array}{llll}
 \text{A: } \bar{r}_t^W = -0,01 \bar{Y}_t^{\text{real}} & +0,18 \bar{\text{BGP}}_t & +0,43 \bar{i}_t^D - 0,01 \bar{\text{FAZ}}_t \\
 (98\%) & (99,9\%) & (99,99\%) & (99\%) \\
 \text{B: } \bar{r}_t^W = -0,01 \bar{Y}_t^{\text{real}} & +0,18 \bar{\text{BGP}}_t & +0,36 \bar{i}_t^D - 0,01 \bar{\text{FAZ}}_t \\
 \text{C: } \bar{r}_t^W = & -0,01 \bar{I}_t & +0,22 \bar{\text{BGP}}_t - 0,01 \bar{w}_t & +0,29 \bar{i}_t^D - 0,01 \bar{\text{FAZ}}_t \\
 \text{D: } \bar{r}_t^W = & -0,02 \bar{\text{TG}}_t & +0,02 \bar{C}_{t-1} & +0,23 \bar{i}_t^D - 0,01 \bar{\text{FAZ}}_t
 \end{array}$$

Die Veränderung der Rendite der Wertpapiere erfolgt unabhängig von der Zeitverschiebung durch die Veränderung des Bargelds im Publikum, des Diskontsatzes und durch die Veränderung des FAZ-Aktienindexes. Die anderen Variablen genügen der Zeitverschiebung nicht hinreichend.

gleichförmigen Einfluß auf die Veränderung der Investitionen. Die volkswirtschaftliche Theorie unterstellt eine negative Abhängigkeit der Investitionen vom realen Zinssatz. Da sich der Nominalzins aus dem Realzins und der Inflationserwartung zusammensetzt, kann zwischen dem Diskontsatz und den Investitionen der Unternehmen durchaus ein positiver Zusammenhang bestehen. Dies gilt natürlich insbesondere dann, wenn der Diskontsatz geringer als der Inflationssatz ist.

Die Veränderung der Wertpapierrendite hängt positiv von einer Veränderung des Diskontsatzes ab. Der Diskontsatz ist im wesentlichen der Leitzins, an dem sich die anderen Zinssätze und Renditen orientieren, da die zentralbankfähigen Wechsel zu diesem Zinssatz von der Bundesbank finanziert werden. Sinkt der Diskontsatz, dann sinken die Kosten für die Finanzierung eines Wechsels. Dadurch sinkt die Bereitschaft der Kreditnehmer einen hohen Zins für Wertpapiere zu zahlen. Die neuemittierten Titel werden mit einer niedrigeren Rendite ausgestattet. Da die Kreditgeber wahrscheinlich über keine höher verzinslichen Alternativen verfügen - das allgemeine Zinsniveau ist gesunken - wird die Nachfrage nach Wertpapieren durch die Verringerung der Rendite nicht wesentlich beeinflußt. Aus diesem Grund ist die Wertpapierrendite eine positive Funktion des Diskontsatzes.

Als letztes erfolgt die Veränderung der Wertpapierrendite als negative Funktion des Aktienindex. Falls die Aktienkurse steigen, sinkt bei einer gegebenen Ausschüttung die Rendite der Aktien. Da dann erhöht Wertpapiere wegen der im Verhältnis zur Aktienrendite höheren Rendite nachgefragt werden, sinkt aufgrund dieser zusätzlichen Nachfrage auch die Rendite der Wertpapiere. Das Umgekehrte erfolgt natürlich, wenn die Aktienkurse fallen.

3.4.7. Siebte Gleichung

$$\begin{array}{lll}
 \text{A: } \bar{i}_t^{3M} = 0,13 \overline{TG}_t & -0,06 \overline{SVI}_t & +1,33 \bar{i}_t^D \\
 & (99,9\%) & (99,6\%) \quad (99,99\%) \\
 \text{B: } \bar{i}_t^{3M} = 0,14 \overline{TG}_t - 0,08 \overline{UWP}_t & -0,12 \overline{SVI}_t - 0,08 \overline{C}_{t-1} & +1,35 \bar{i}_t^D \\
 \text{C: } \bar{i}_t^{3M} = 0,12 \overline{TG}_t & -0,13 \overline{SVI}_t - 0,04 \overline{C}_{t-1} & +1,52 \bar{i}_t^D \\
 \text{D: } \bar{i}_t^{3M} = 0,14 \overline{TG}_t - 0,04 \overline{UWP}_t + 0,32 \overline{w}_t - 0,34 \overline{SVI}_t & & +1,55 \bar{i}_t^D
 \end{array}$$

In der siebten Gleichung erhält man zur Erklärung der Veränderung des Zinssatzes für Dreimonatsgeld als zeitlich stabile Beziehung die Veränderung der Termineinlagen, des Staatsverbrauchs mit den öffentlichen Investitionen und des Diskontsatzes.

Steigt die Nachfrage der Banken nach Termineinlagen, so müssen sie den Anlegern einen attraktiven Zins für dieses kurzfristige Geld bieten. Der entsprechende Zinssatz ist der für Dreimonatsgeld. Aus diesem Grund erhöht sich bei einer Zunahme der Nachfrage nach Termineinlagen der Zinssatz für Dreimonatsgeld.

In dem negativen Koeffizienten bei der Veränderung des Staatsverbrauchs und der öffentlichen Investitionen kommt die indirekte Machtstellung des Staates zum Ausdruck, die er indirekt bezüglich der Zinssätze besitzt. Steigen die Staatsausgaben, so wird ein Teil hierfür über Kredite finanziert. Bei einer zusätzlichen Nachfrage des Staates nach Finanzierungsmitteln kann der Staat durch eine expansive Geldpolitik der Bundesbank bewirken, daß das allgemeine Zinsniveau und so auch der Zinssatz für Dreimonatsgeld sinkt.

Wie schon bei der Wertpapierrendite gezeigt wurde, übt eine Veränderung des Diskontsatzes eine gleichläufige Entwicklung auf das allgemeine Zinsniveau und so auch auf den Zinssatz für Dreimonatsgeld aus.

Schließlich könnte noch die Veränderung des vorangegangenen Konsums zur Erklärung des Zinssatzes für Dreimonatsgeld beitragen. Eine Vergrößerung des vorangegangenen Konsums erhöht die derzeitige Konsumneigung. Dadurch sind die Individuen weniger bereit, Geld anzulegen.

Deshalb muß der Zinssatz steigen, damit die Bereitschaft der Individuen erhöht wird, Geld anzulegen.

3.4.8. Achte Gleichung

$$\begin{aligned}
 A: \quad \bar{TG}_t &= 2,18 \bar{i}_t^{3M} + 1,33 \bar{FUB}_t - 5,12 con + 4,24 \bar{MR}_t \\
 &\quad (99,9\%) \quad (94\%) \quad (99\%) \quad (99,99\%) \\
 B: \quad \bar{TG}_t &= 1,85 \bar{i}_t^{3M} - 6,21 con + 0,26 (\bar{Ex}_t - \bar{Im}_t) + 4,41 \bar{MR}_t \\
 C: \quad \bar{TG}_t &= 1,92 \bar{i}_t^{3M} - 7,54 con + 0,32 (\bar{Ex}_t - \bar{Im}_t) + 4,69 \bar{MR}_t \\
 D: \quad \bar{TG}_t &= 1,99 \bar{i}_t^{3M} - 8,47 con + 0,33 (\bar{Ex}_t - \bar{Im}_t) + 4,89 \bar{MR}_t
 \end{aligned}$$

Die Veränderung der Termineinlagen mit einer Laufzeit von unter vier Jahren wird in allen vier Schätzperioden durch die Veränderung des Zinssatzes für Dreimonatsgeld, der Mindestreserve bei konstanten Reservesätzen und durch die Konstante erklärt.

Steigt der Zinssatz für Dreimonatsgeld, so werden die Termineinlagen mit einer höheren Verzinsung ausgestattet. Dieses attraktivere Angebot der Banken veranlaßt die Individuen, ihre Termineinlagen zu erhöhen.

Steigt die Mindestreserve bei konstanten Reservesätzen, so erhöht sich die Zentralbankgeldmenge. Da die Wirtschaftssubjekte versuchen, ein Portfolio aus den verschiedenen Anlagealternativen zu bilden, führt eine Zunahme der Zentralbankgeldmenge auch zu einer Vergrößerung der Termineinlagen, falls die anderen Randbedingungen gleich sind.

In der Gleichung des realen Volkseinkommen wurde die konstante Veränderung als Zunahme der Bevölkerung und der Bedürfnisse interpretiert. Ceteris paribus steigt bei einer Zunahme beider Größen die Nachfrage nach der Transaktionskasse, da mehr Güter nachgefragt werden. Dadurch können die Individuen nicht das für Transaktionszwecke benötigte Geld als Termineinlage halten. Diese Erklärung rechtfertigt den geschätzten negativen Koeffizienten bei der Konstanten.

3.4.9. Neunte Gleichung

$$A: \quad \bar{SE}_t = -2,66 \underset{(98\%)}{\bar{r}_t^W} + 0,24 \underset{(95\%)}{\bar{w}_t} + 1,26 \underset{(96\%)}{\bar{BGU}_t}$$

$$B: \quad \bar{SE}_t = -2,77 \bar{r}_t^W + 0,23 \bar{w}_t + 1,38 \bar{BGU}_t$$

$$C: \quad \bar{SE}_t = -2,78 \bar{r}_t^W + 0,22 \bar{w}_t + 1,39 \bar{BGU}_t$$

$$D: \quad \bar{SE}_t = -2,85 \bar{r}_t^W + 0,24 \bar{w}_t + 1,33 \bar{BGU}_t$$

Die Veränderung der Sichteinlagen erfolgt in den vier Schätzzeiträumen durch die Veränderung der Rendite der Wertpapiere, des Lohnsatzes und des Bargeldumlaufs.

Steigt die Rendite der Wertpapiere, so steigt das Interesse des Publikums, das Geld anstatt als fast unverzinsten Sichteinlage als höher verzinsten Wertpapiere anzulegen. Aus diesem Grund besitzt der Koeffizient der Rendite der Wertpapiere einen negativen Koeffizienten.

Ein großer Teil der Löhne und Gehälter wird heute bargeldlos auf das Girokonto der Arbeitnehmer überwiesen. Dort wird das Gehalt als Sichteinlage geführt. Steigt der Lohnsatz, so steigen die Vergütungen, die auf die Girokonten überwiesen werden. Damit steigen die Sichteinlagen positiv an.

Man kann unterstellen, daß die Wirtschaftssubjekte eine Vorstellung darüber besitzen, wie sie ihr Geld in Bargeld und in die Sichteinlage aufteilen. Falls das gewünschte Verhältnis erreicht ist, führt eine Erhöhung des Bargeldumlaufs, die vom Publikum fast vollständig übernommen wird, zu einer Störung der bisherigen Aufteilung. Wenn der Bargeldumlauf steigt, werden die Individuen die Sichteinlagen erhöhen, um das gewünschte Verhältnis wieder herzustellen. Dadurch wird der Koeffizient bei der Veränderung des Bargeldumlaufs zu Recht positiv geschätzt.

3.4.10. Zehnte Gleichung

$$\begin{aligned}
 \text{A: } \overline{BGP}_t &= -0,06 \overline{F\bar{U}B}_t & -0,01 \overline{C}_{t-1} & +1,02 \overline{BGU}_t \\
 & (99,6\%) & (99,8\%) & (99,99\%) \\
 \text{B: } \overline{BGP}_t &= -0,06 \overline{F\bar{U}B}_t & -0,01 \overline{C}_{t-1} & +1,02 \overline{BGU}_t \\
 \text{C: } \overline{BGP}_t &= -0,02 (\overline{Ex_t - Im_t}) & -0,05 \overline{MR}_t & +1,00 \overline{BGU}_t \\
 \text{D: } \overline{BGP}_t &= -0,02 (\overline{Ex_t - Im_t}) & -0,05 \overline{MR}_t & +1,00 \overline{BGU}_t
 \end{aligned}$$

Die Veränderung des Bargelds im Publikum erfolgt zeitlich gesichert nur durch die Veränderung des gesamten Bargeldumlaufs. Zusätzlich vermindern wechselnde Variablen die vollständige Übernahme durch das Publikum. Durch diese Variablen könnte beispielsweise die Höhe des Kassenbestandes der Banken erklärt werden.

3.4.11. Elfte Gleichung

$$\begin{aligned}
 \text{A: } \overline{F\bar{U}B}_t &= -2,43 \overline{r}_t^W & +0,15 (\overline{Ex_t - Im_t}) & -0,03 \overline{FAZ}_t \\
 & (99,6\%) & (98\%) & (90\%) \\
 \text{B: } \overline{F\bar{U}B}_t &= -1,36 \overline{r}_t^W & +0,10 (\overline{Ex_t - Im_t}) & \\
 \text{C: } \overline{F\bar{U}B}_t &= -1,31 \overline{r}_t^W & +0,10 (\overline{Ex_t - Im_t}) & \\
 \text{D: } \overline{F\bar{U}B}_t &= -1,18 \overline{r}_t^W & &
 \end{aligned}$$

Die Veränderung der freien Überschußreserven in Prozenten vom tatsächlichen Reservesoll ist eine zeitlich konstante Funktion der Veränderung der Wertpapierrendite und des Außenbeitrages.

Die freien Überschußreserven werden von den Banken bei der Bundesbank als unverzinsten Guthaben gehalten. Die Banken könnten diesen Betrag auch verleihen. Die Erträge der Geschäfte, die aus diesem Grund nicht getätigt werden, stellen die Opportunitätskosten der freien Überschußreserven dar. Steigt die Wertpapierrendite, so steigen auch die Opportunitätskosten der freien Überschußreserven. Unterstellt man, daß die Banken einen bestimmten Betrag für die Opportunitätskosten der freien Überschußreserven angesetzt haben, dann müssen die freien Überschußreserven reduziert werden, bis die angesetzten Opportunitätskosten erreicht sind. Durch die Erhöhung der Wertpa-

pierrendite sinken also die freien Überschußreserven.

Steigt der Außenbeitrag als Differenz des Güterexports und des Güterimports, so steigt der Kapitalimport. Dadurch steigen die Währungsreserven. In einem Nichtleitwährungsland hat ein Ansteigen der Währungsreserven ceteris paribus eine Ausweitung der Geldmenge zur Folge. Unterstellt man, daß die Vergrößerung der Geldmenge eine Zinsreduktion hervorruft, so sinken die Opportunitätskosten der freien Überschußreserven. Falls die Opportunitätskosten der freien Liquiditätsreserven einen bestimmten Betrag erreichen sollen, wird man jetzt die freien Liquiditätsreserven aufstocken. Falls jedoch die Geldmenge ausgeweitet wird, kann es kurzfristig durchaus passieren, daß die zusätzliche Geldmenge von den Banken nicht verliehen wird. Dann wird sie als freie Überschußreserve bei der Bundesbank geführt.

Im eben geschilderten Fall erfolgt die Ausweitung der Geldmenge durch den von der Bundesbank nicht direkt kontrollierbaren Teil der Geldmenge. Schöpft die Bundesbank dagegen diesen Teil der Geldmenge beispielsweise durch eine Erhöhung der tatsächlichen Mindestreserve vollständig ab, so könnte die freie Überschußreserve nicht steigen. Eine Erhöhung der freien Überschußreserven durch die Banken kann aber auch der Bundesbank anzeigen, daß der von ihr nicht erwünschte Teil der Geldmenge bei ihr hinterlegt worden ist. Die Bundesbank muß aus diesem Grund nicht die tatsächliche Mindestreserve erhöhen. Eine Erhöhung des Außenbeitrags kann also durchaus zu einer positiven Veränderung der freien Überschußreserve führen.

3.4.12. Zwölfte Gleichung

$$A: \overline{UWP}_t = 0,39 \overline{C}_{t-1} + 2,55 \overline{MR}_t \\ (99,7\%) \quad (98\%)$$

$$B: \overline{UWP}_t = 0,40 \overline{C}_{t-1} + 2,54 \overline{MR}_t$$

$$C: \overline{UWP}_t = 0,40 \overline{C}_{t-1} + 2,54 \overline{MR}_t$$

$$D: \overline{UWP}_t = 0,39 \overline{C}_{t-1} + 2,56 \overline{MR}_t$$

Die Veränderung des Umlaufs an festverzinslichen Wertpapieren hängt in allen vier Schätzzeiträumen einheitlich von der Veränderung des vorangegangenen Konsums und des Mindestreservesolls bei konstanten Reservesätzen ab.

Steigt der vorangegangene Konsum an, so sind die Individuen bestrebt diesen Standard auch in Zukunft zu halten. Die Individuen suchen also nach Möglichkeiten, durch die sie auch in Zukunft ihren Standard halten können. Eine Alternative ist der Erwerb von Wertpapieren. Dabei ist aber zu beachten, daß ein gewisser Zeitraum verstreicht, bis die gewünschte Anleihe gefunden wird. Aus diesem Grund wird die Veränderung des Wertpapierumlaufs in Abhängigkeit vom vorangegangenen Konsum positiv beeinflusst.

Der Wertpapierumlauf ist eine positive Funktion von der Erhöhung des Mindestreservesolls bei konstanten Reservesätzen. Diese Variable ist eine Komponente des Zentralbankgeldes. Steigt die Zentralbankgeldmenge, so wird die bisherige Aufteilung des Vermögens eines Individuums in Geld und in Wertpapiere gestört. Diese Störung kann nur durch eine Erhöhung des Wertpapierbestandes ausgeglichen werden.

3.4.13. Dreizehnte Gleichung

$$A: \bar{w}_t = 0,64 \bar{SVI}_t + 0,19 \bar{C}_{t-1} \\ (99,99\%) \quad (99,9\%)$$

$$B: \bar{w}_t = 0,64 \bar{SVI}_t + 0,19 \bar{C}_{t-1}$$

$$C: \bar{w}_t = 0,68 \bar{SVI}_t + 0,18 \bar{C}_{t-1} - 0,89 \bar{i}_t^D - 0,03 \bar{F\ddot{A}Z}_t$$

$$D: \bar{w}_t = -1,73 \bar{F}_t^W + 0,68 \bar{SVI}_t + 0,20 \bar{C}_{t-1} - 0,45 \bar{i}_t^D - 0,04 \bar{F\ddot{A}Z}_t$$

Die Veränderung des Indexes des Lohnsatzes auf Stundenniveau ist eine zeitlich stabile Funktion der Veränderung des Staatsverbrauchs mit den öffentlichen Investitionen und des vorangegangenen Konsums.

Der Staatsverbrauch wird wesentlich durch die Gehälter der Staatsbediensteten beeinflußt. Da die Arbeitnehmer im öffentlichen Bereich eine besondere Sicherheit genießen, kommt den Tarifabschlüssen der öffentlichen Hände eine nicht zu vernachlässigende Signalwirkung zu. Aus diesem Grund erklärt die Veränderung des Staatsverbrauchs mit den öffentlichen Investitionen die Veränderung des Tariflohns mit einem positiven Koeffizienten.

Der zweite Bestimmungsgrund für die Tariflohnabschlüsse wird in der Veränderung des vorangegangenen Privaten Konsums gesehen. Ist dieser Private Konsum angestiegen, dann erhöhen sich dadurch die Ansprüche an den Konsum des laufenden Jahres. Damit diese Ansprüche befriedigt werden können, muß dann der nominelle Stundenlohn entsprechend steigen. Aus diesem Grund wird ein Tarifabschluß vom nominellen Konsum des Vorjahres ebenfalls positiv beeinflußt.

Die Erklärung der Veränderung des Tariflohns auf Stundenbasis erfolgt in dem Modell durch die beiden erörterten Variablen.

3.4.14. Zusammenfassung zu der Strukturform des Modells

Zunächst soll das Ergebnis für die Zeitverschiebung erörtert werden. In Modell A wurden insgesamt 42 Koeffizienten von der Methode der Erweiterten Schrittweisen Regression ausgewählt.

Von den ursprünglichen 42 Koeffizienten wurden 32 Koeffizienten in Modell B wieder ausgesucht, 10 Koeffizienten wurden ausgeschieden und 5 neue Koeffizienten wurden hinzugefügt.

In Modell C findet man 29 alte Koeffizienten (aus Modell A), 12 neue Regressoren. Ausgeschieden wurden aus Modell A 13 Koeffizienten. Schließlich lauten die Zahlen für Modell D: 27 alte, 11 neue und 15 ausgeschiedene Koeffizienten.

Man sieht also, daß ein großer Teil der aufgezeigten Regressionsbeziehungen bezüglich der Zeit relativ konstant ist.

Im vorangegangenen Abschnitt wurden die dreizehn Gleichungen des Modells auf ihren volkswirtschaftlichen Erklärungsgehalt untersucht. Zwar könnten berechtigte Einwände gegen jede der Erklärungen gegeben werden, trotzdem erscheinen die dreizehn Gleichungen auch aus volkswirtschaftlicher Sicht geeignet, die Volkswirtschaft der Bundesrepublik Deutschland stark vereinfacht wiederzugeben. Die Erklärungsversuche waren jedoch nicht immer hinreichend. Aus diesem Grund soll zusätzlich die reduzierte Form dieses Modells auf ihren volkswirtschaftlichen Erklärungsgehalt geprüft werden.

3.5. Diskussion der reduzierten Form des Systems

In der reduzierten Form sind alle Beziehungen zwischen den endogenen Variablen eliminiert. Jede endogene Variable hängt nur noch von den vorherbestimmten Variablen ab. Ein Koeffizient in einer Gleichung der reduzierten Form gibt den Gesamteinfluß der Veränderung der zugehörigen vorherbestimmten Variablen auf die Veränderung der endogenen Variablen, die in dieser Gleichung erklärt wird, an. Die Vorzeichen der Koeffizienten in der reduzierten Form sollen volkswirtschaftlich vertretbar sein. Die Matrix Π der reduzierten Form wurde für den Ansatz mit den Differenzen in dem Computerausdruck bereits auf S.85 gebracht. Dieser Ausdruck bezieht sich auf den Schätzzeitraum der gesamten Periode 1960 bis 1974. Später wurde der Schätzzeitraum variiert, um die Auswirkungen der zeitlichen Verschiebung auf die Struktur des Modells zu untersuchen. Dazu hat man die vier Modelle A, B, C und D gebildet. Aufgrund der unterschiedlichen Schätzzeiträume erhielt man auch vier leicht unterschiedliche Strukturformen. Diesen Strukturformen entsprechen folglich vier verschiedene reduzierte Formen. Deshalb wird in diesem Abschnitt untersucht, wie stark sich die reduzierten Formen der Modelle A, B, C und D voneinander unterscheiden. Es wird außerdem gefragt, ob sich zeitlich konstante Koeffizienten auch volkswirtschaftlich interpretieren lassen.

Die reduzierte Form lautet für alle Modelle:
$$\underline{y}_t = \Pi \cdot \underline{x}_t + \underline{v}_t$$
 (für alle Zeitpunkte t),

Sie wurde für alle vier Modelle berechnet und soll jetzt gleichungs-

weise in der Form: $y_{it} = \pi_i \cdot x_t$; für $i=1, \dots, 13$
mit: $\pi_i = (\pi_{i1} \dots \pi_{i8})$
 $\underline{x}_t = (x_{1t} \dots x_{8t})$

für die vier Modelle A, B, C und D abgedruckt werden.

Hier ist: $\underline{x}'_t = (\text{con } \overline{SVI}_t (\overline{Ex}_t - \overline{Im}_t) \overline{C}_{t-1} \overline{i}_t^D \overline{MR}_t \overline{BGU}_t \overline{FAZ}_t)$

3.5.1. Erste Gleichung

$$A: \bar{Y}_t^{\text{real}} = (9,98 \ -0,18 \ -1,79 \ 0,06 \ 7,33 \ 5,61 \ -1,01 \ 0,16) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \bar{Y}_t^{\text{real}} = (21,48 \ 0,0 \ -1,78 \ 0,0 \ 9,88 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,26) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \bar{Y}_t^{\text{real}} = (11,78 \ -0,23 \ -1,53 \ 0,07 \ 7,61 \ 4,20 \ 0,0 \ 0,15) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: \bar{Y}_t^{\text{real}} = (10,77 \ -0,22 \ -1,49 \ 0,07 \ 7,55 \ 4,33 \ 0,0 \ 0,15) \cdot \underline{x}_t$$

Die Zeitverschiebung läßt die Koeffizienten der ersten Gleichung der reduzierten Form nicht das Vorzeichen wechseln.

Das reale Volkseinkommen wächst mit einer konstanten linearen Rate. Dies besagt der Koeffizient von ca. +10 bei der Konstanten.

Dagegen beeinflußt die Erhöhung des nominellen Staatsverbrauchs mit den öffentlichen Investitionen das reale Volkseinkommen negativ.

Entgegen der Keynes'schen Überlegung vermindern zusätzliche Staatsausgaben das reale Bruttosozialprodukt. Dagegen wird die monetaristische Position bejaht, nach der eine Erhöhung der Geldmenge das Volkseinkommen erhöht. Der sechste Koeffizient gilt der Mindestreserve bei konstanten Reservesätzen. Er ist zumindest in drei Modellen bedeutend größer als Null. Der Bargeldumlauf besitzt den siebten Koeffizienten, der nur in dem Modell A negativ, sonst gleich Null ist. Faßt man die Mindestreserve bei konstanten Reservesätzen als Maß der Geldversorgung auf, so erhöht die Geldversorgung ceteris paribus das reale Volkseinkommen. Wirtschaftspolitisch gesehen bedeutet dieser Zusammenhang eine Wirksamkeit der Geldpolitik.

Der dritte Koeffizient wird bezüglich der Veränderung des Außenbeitrages aufgestellt. Er ist in allen vier Modellen negativ. Er kann erklärt werden durch die verstärkte Bereitschaft der inländischen Unternehmer im Ausland zu investieren, wenn die Exporte in die entsprechenden Länder hoch sind, und durch die ausländischen Unternehmer, die in der BRD investieren, wenn ihre Produkte auf dem deutschen Markt gut abgesetzt werden. In beiden Fällen besitzt die Veränderung des Außenbeitrages eine inverse Wirkung auf die reale Investi-

tion und dadurch definitionsgemäß auf das reale Volkseinkommen der BRD, das als Bestandteil nur die heimischen Investitionen umfaßt.

Der fünfte Koeffizient gibt die Wirkung der Veränderung des Diskontsatzes auf das Volkseinkommen an. Eine Erhöhung des Diskontsatzes läßt die Individuen vermuten, daß das allgemeine Zinsniveau weiter steigen wird. Man wird jetzt verstärkt Kredite zu den alten Konditionen nachfragen. Falls die Kredite bewilligt werden, steigt dann die Nachfrage am Gütermarkt und dadurch auch das Volkseinkommen. Dieser Zusammenhang wurde bereits in der Strukturform beobachtet.

Der vierte Koeffizient erklärt den Einfluß der Veränderung des vorangegangenen Anspruchsniveaus durch den Privaten Konsum auf das gegenwärtige Volkseinkommen positiv. Ist das vorangegangene Anspruchsniveau gestiegen, so steigt dadurch ebenfalls das gegenwärtige. Auf diese Weise steigt die gegenwärtige Nachfrage und das Volkseinkommen.

Der letzte und achte Koeffizient gilt der Veränderung des FAZ-Aktienindex. Steigt der Aktienindex, so steigen die Erwartungen der Individuen an die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung. Dadurch steigen zum einen die Investitionen und zum anderen auch die Konsumneigung. Beides erhöht die gesamtwirtschaftliche Nachfrage und auch das Volkseinkommen.

3.5.2. Zweite Gleichung

$$A: \bar{C}_t = (-0,99 \quad 0,38 \quad -1,01 \quad 0,68 \quad 2,67 \quad 3,10 \quad -0,51 \quad 0,04) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \bar{C}_t = (5,42 \quad 0,48 \quad -1,05 \quad 0,66 \quad 4,15 \quad 0,0 \quad 0,0 \quad 0,11) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \bar{C}_t = (-0,42 \quad 0,35 \quad -0,89 \quad 0,70 \quad 2,52 \quad 2,46 \quad 0,0 \quad 0,03) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: \bar{C}_t = (-0,80 \quad 0,35 \quad -0,87 \quad 0,71 \quad 2,43 \quad 2,53 \quad 0,0 \quad 0,02) \cdot \underline{x}_t$$

Die Koeffizienten besitzen stabile Vorzeichen. Lediglich der Koeffizient der Konstanten schlägt in Modell B um.

Vergleicht man die Koeffizienten der zweiten Gleichung der reduzierten Form mit denen der ersten Gleichung, so stellt man fest, daß der zweite Koeffizient, also der Koeffizient der Veränderung des nominalen Staatsverbrauchs mit den öffentlichen Investitionen bezüglich des Privaten Konsums ein positives Vorzeichen im Gegensatz zur ersten Gleichung besitzt. Dieses Vorzeichen hat man bereits aufgrund des positiven Zusammenhangs in der zweiten Gleichung der Strukturform erwartet. Aus diesem Grund besitzt auch der vierte Koeffizient, nämlich die Veränderung des vorangegangenen Konsums einen relativ hohen Wert. Unterstellt man zusätzlich eine relativ gleichförmige Entwicklung des Privaten Konsums und des realen Volkseinkommens, dann verwundert es nicht, daß die restlichen Koeffizienten dieselben Vorzeichen wie in der ersten Gleichung besitzen.

3.5.3. Dritte Gleichung

$$A: \bar{S}_t = (-0,05 \quad 0,001 \quad -0,02 \quad -0,03 \quad 0,13 \quad -0,03 \quad 2,53 \quad 0,001) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \bar{S}_t = (-0,05 \quad 0,0 \quad -0,01 \quad -0,03 \quad 0,05 \quad 0,0 \quad 2,61 \quad -0,02) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \bar{S}_t = (-0,01 \quad 0,37 \quad -0,54 \quad 0,01 \quad -0,41 \quad 0,04 \quad 0,99 \quad 0,02) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: S_t = (0,0 \quad 0,0 \quad -0,04 \quad 0,0 \quad 0,0 \quad -0,12 \quad 2,51 \quad 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

Eine Konstanz bezüglich einer Zeitverschiebung besitzen lediglich der erste und zweite, und insbesondere der dritte und siebte Koeffizient.

Einen starken Einfluß übt auf die Veränderung des Privaten Sparens lediglich die siebte Variable, nämlich die Veränderung des Bargeldumschlages, aus. In der Strukturform wurde für die Private Ersparnis bereits eine stark positive Abhängigkeit des Privaten Sparens vom Bargeld im Publikum, das fast ausschließlich durch den Bargeldumlauf determiniert wird, festgestellt. Dort wurde die positive Beeinflussung durch das Bargeld im Publikum so erklärt, daß durch die Zunahme des Bargelds ein Ungleichgewicht in der Vermögensaufteilung entsteht. Dieses Ungleichgewicht wird durch eine Zunahme des Sparens, mit der

die alte Vermögensaufteilung durch den Erwerb anderer Vermögensgegenstände wieder hergestellt wird, beseitigt.

3.5.4. Vierte Gleichung

$$A: \bar{I}_t = (-2,18 \ -0,22 \ -2,22 \ 0,04 \ 5,88 \ 6,85 \ -1,13 \ 0,09) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \bar{I}_t = (11,98 \ 0,0 \ -2,32 \ 0,0 \ 9,18 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,24) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \bar{I}_t = (-0,92 \ -0,29 \ -1,98 \ 0,09 \ 5,57 \ 5,45 \ 0,0 \ 0,07) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: \bar{I}_t = (-1,79 \ -0,29 \ -1,94 \ 0,09 \ 5,44 \ 5,66 \ 0,0 \ 0,06) \cdot \underline{x}_t$$

Mit Ausnahme des Koeffizienten bei der Konstanten genügen alle Koeffizienten der Zeitverschiebung.

Die negative Abhängigkeit der Investitionen vom Staatsverbrauch und den öffentlichen Investitionen, wie sie der zweite Koeffizient beschreibt, besteht darin, daß beide Variablen die gleichen Ressourcen benötigen. Eine Erhöhung des Staatsverbrauchs und der öffentlichen Investitionen ruft bei Vollbeschäftigung eine Preissteigerung für diese Ressourcen hervor. Falls die Investitionen eine größere Preiselastizität als der Staatsverbrauch mit den öffentlichen Investitionen besitzen, führt eine Erhöhung des Staatsverbrauchs und der öffentlichen Investitionen zu einer Verminderung der Investitionen der Unternehmen.

Der Außenbeitrag besitzt ebenfalls einen negativen Koeffizienten, (den dritten). Der Grund hierfür liegt in der Verhaltensweise der inländischen bzw. der ausländischen Unternehmen, in den Absatzländern direkt zu investieren, falls die Absatzmärkte als aufnahmefähig erachtet werden. Im ersten Fall sinkt die Investition in der BRD, während sie im zweiten Fall steigt.

Die Veränderung des vorangegangenen Konsums übt nur einen schwach positiven Einfluß auf die Veränderung der Investitionen aus.

Die fünfte Variable, die Veränderung des Diskontsatzes, besitzt einen

gleichförmigen Einfluß auf die Veränderung der Investitionen. Normalerweise unterstellt die volkswirtschaftliche Theorie eine negative Abhängigkeit der Investitionen vom Zins, d.h. falls die Zinsen fallen, steigen die Investitionen an. In der vorliegenden Gleichung hängen die Investitionen positiv vom Diskontsatz ab. Dies widerspricht ohne eine entsprechende Interpretation der volkswirtschaftlichen Theorie. Steigen die Zinsen, dann kann ein Wirtschaftssubjekt unterstellen, daß die Zinsen noch weiter steigen. Dann ist es sehr wohl zweckmäßig, die geplante Investition sofort durchzuführen, bevor man einen noch höheren Zins für die Finanzierung der Investition ansetzen muß. In einer solchen Situation steigen die Investitionen, obwohl die Zinsen steigen.

Die Veränderung der Mindestreserve bei konstanten Reservesätzen besitzt einen positiven Koeffizienten (den sechsten) bezüglich der Veränderung der Investitionen. Eine Erhöhung der Zentralbankgeldmenge stört die bisherige Aufteilung in alternative Anlageformen, nämlich in Geld- und in Sachvermögen. Eine Erhöhung des Geldvermögens muß deshalb, damit die bisherige gewünschte Aufteilung beibehalten werden kann, eine Erhöhung der Investitionen, mit denen neues Sachvermögen geschaffen wird, hervorrufen.

Als letztes hängt die Veränderung der Investitionen positiv von der Veränderung des Aktienindex ab. Steigt der Aktienindex, dann unterstellen die Individuen eine Verbesserung der wirtschaftlichen Lage, dann rentiert es sich aber auch zu investieren. Eine Erhöhung der Aktienkurse ruft ceteris paribus auch eine Senkung der Zinsen hervor. Durch die Zinsreduktion könnte die Tendenz zu investieren unterstützt werden.

3.5.5. Fünfte Gleichung

$$A: \pi_t = (-0,67 \quad 0,10 \quad -0,16 \quad 0,03 \quad 0,08 \quad 0,11 \quad -0,37 \quad 0,001) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \pi_t = (0,20 \quad 0,0 \quad -0,06 \quad -0,001 \quad 0,42 \quad 0,0 \quad 0,11 \quad 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \pi_t = (0,01 \quad -0,004 \quad 0,01 \quad -0,002 \quad 0,20 \quad -0,05 \quad 0,18 \quad -0,01) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: \pi_t = (0,15 \quad 0,004 \quad -0,01 \quad 0,01 \quad 0,14 \quad -0,08 \quad 0,0 \quad -0,01) \cdot \underline{x}_t$$

Die Veränderung der Inflationsrate hängt zeitlich gesichert nur von der Veränderung des Diskontsatzes positiv ab. Alle Koeffizienten, mit Ausnahme des fünften, schlagen bei der Zeitverschiebung um.

Bereits in der Strukturform wurde diese Beziehung aufgefunden. Der steigende Diskontsatz beeinflusst die Finanzierungskosten. Aus diesem Grund müssen die Preise erhöht werden. Dies erfolgt auch in einer Unterbeschäftigungssituation nach der Theorie der administrierten Preise.

3.5.6. Sechste Gleichung

$$A: \bar{r}_t^W = (-0,13 \quad 0,002 \quad 0,02 \quad -0,003 \quad 0,35 \quad -0,07 \quad 0,21 \quad -0,01) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \bar{r}_t^W = (-0,23 \quad 0,0 \quad 0,02 \quad -0,002 \quad 0,27 \quad 0,0 \quad 0,19 \quad -0,01) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \bar{r}_t^W = (0,01 \quad -0,01 \quad 0,02 \quad -0,003 \quad 0,25 \quad -0,06 \quad 0,22 \quad -0,01) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: \bar{r}_t^W = (0,18 \quad 0,01 \quad -0,01 \quad 0,01 \quad 0,17 \quad -0,10 \quad 0,0 \quad -0,01) \cdot \underline{x}_t$$

Die Vorzeichen der ersten vier Koeffizienten schlagen in den vier Zeiträumen um. Dagegen genügen die restlichen vier Koeffizienten der Zeitverschiebung.

Die Veränderung der Wertpapierrendite ist eine positive Funktion der Veränderung des Diskontsatzes (fünfter Koeffizient) und eine negative Funktion der Veränderung des Aktienindexes (letzter Koeffizient). Durch den allgemeinen Zusammenhang der Zinssätze beeinflusst eine Senkung des Diskontsatzes auch die Wertpapierrendite im gleichen Sinne. Dagegen sinkt die Aktienrendite, falls die Aktienkurse steigen. Die Wertpapiere werden dann verstärkt nachgefragt. Dadurch werden dann die Wertpapierrenditen sinken.

Der sechste Koeffizient bezüglich der Mindestreserve bei konstanten Reservesätzen wird negativ geschätzt, dagegen der siebte Koeffizient der Veränderung des Bargeldumlaufs positiv. Faßt man die beiden Positionen zur Zentralbankgeldmenge und unterstellt, daß ihre Veränderungen ähnlich groß sind, dann kann man davon ausgehen, daß die Vergrößerung der Geldmenge eine Verminderung der Rendite der Wertpapiere hervorruft. Die Erhöhung der Geldmenge führt zu einem Sinken der Zinsen überhaupt. Im Verbund hiermit sinkt dann auch die Wertpapierrendite.

3.5.7. Siebte Gleichung

$$A: \bar{i}_t^{3M} = (-0,87 \ -0,09 \ -0,02 \ 0,002 \ 1,66 \ 0,83 \ -0,12 \ -0,001) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \bar{i}_t^{3M} = (-1,21 \ -0,17 \ 0,05 \ 0,07 \ 1,84 \ 0,60 \ 0,0 \ 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \bar{i}_t^{3M} = (-1,16 \ -0,17 \ 0,05 \ 0,05 \ 1,96 \ 0,72 \ 0,0 \ 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: \bar{i}_t^{3M} = (-1,71 \ -0,17 \ 0,07 \ 0,06 \ 1,80 \ 0,83 \ 0,0 \ -0,01) \cdot \underline{x}_t$$

In dieser Gleichung gehorchen alle Koeffizienten, mit Ausnahme des dritten, der Zeitverschiebung.

Die Veränderung des Zinses für Dreimonatsgeld durch den Staatsverbrauch erfolgt als negative Funktion, wie der zweite kleiner als Null berechnete Koeffizient beweist. Diese negative Abhängigkeit weist auf die indirekte Machtstellung des Staates hin, die er auch bezüglich der Höhe der Zinssätze besitzt. Die negative Abhängigkeit wurde bereits in der siebten Gleichung der Strukturform diskutiert.

Durch den allgemeinen Zusammenhang der Zinssätze beeinflusst der Diskontsatz auch den Zinssatz für Dreimonatsgeld mit dem fünften Koeffizienten im gleichen Sinne.

Die Veränderung des Zinssatzes für Dreimonatsgeld ist eine positive Funktion vom Zentralbankgeld mit den Koeffizienten sechs und sieben. Wird das Zentralbankgeld erhöht, dann können die Banken ein Interesse daran haben, daß das zusätzliche Geld von dem Publikum nicht

als täglich kündbare Sichteinlage, sondern mit einer längeren Laufzeit angelegt wird. Dafür muß dann bei einer bestehenden Anlageneigung der Individuen der Zinssatz, beispielsweise für Dreimonatsgeld, steigen, damit das Geld entsprechend angelegt wird.

3.5.8. Achte Gleichung

$$A: \bar{T}G_t = (-6,61 \quad -0,20 \quad 0,18 \quad 0,01 \quad 2,51 \quad 6,30 \quad -0,93 \quad -0,01) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \bar{T}G_t = (-8,44 \quad -0,31 \quad 0,35 \quad 0,12 \quad 3,39 \quad 5,52 \quad 0,0 \quad 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \bar{T}G_t = (-9,75 \quad -0,32 \quad 0,41 \quad 0,10 \quad 3,76 \quad 6,06 \quad 0,0 \quad 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: \bar{T}G_t = (-11,86 \quad -0,34 \quad 0,46 \quad 0,11 \quad 3,57 \quad 6,55 \quad 0,0 \quad -0,02) \cdot \underline{x}_t$$

Alle acht berechneten Koeffizienten ändern sich nicht bei der Zeitverschiebung.

Der zweite Koeffizient gibt die Beeinflussung der Termineinlagen durch den Staatsverbrauch an. In der vorangegangenen siebten Gleichung wurde festgestellt, daß der Zinssatz für Dreimonatsgeld eine negative Funktion des Staatsverbrauchs ist. Nach der achten Gleichung der Strukturform ist das Angebot an Termingeld eine positive Funktion des Zinssatzes. Durch diese Kette werden die Termineinlagen durch die Veränderung des Staatsverbrauchs positiv beeinflusst.

Mit dem dritten, positiv geschätzten, Koeffizienten wird die Veränderung der Termineinlagen durch den Außenbeitrag angegeben. Eine Erhöhung des Außenbeitrags führt zu einer Erhöhung des Kapitalimports. Dadurch steigen die Währungsreserven. In einem Nichtleitwährungsland vergrößert sich die Geldmenge. Dadurch steigen bei einer gegebenen Anlageneigung des Publikums auch die Termineinlagen. Den Einfluß einer Veränderung der Geldmenge auf die Termineinlagen gibt auch der sechste, positive, Koeffizient bei der Veränderung des Mindestreservesolls bei konstanten Sätzen an. Steigt die Mindestreserve bei konstanten Reservesätzen, als Teil der Zentralbankgeldmenge, an, so erhöhen sich ceteris paribus auch die Termineinlagen.

Der fünfte Koeffizient gilt dem Diskontsatz und wurde positiv geschätzt. Eine Erhöhung des Diskontsatzes erhöht das Zinsniveau allgemein. Dadurch steigen die Opportunitätskosten des Haltens von Bargeld oder von fast unverzinsten Sichteinlagen. Bei einer Erhöhung des Diskontsatzes wird ceteris paribus die Bereitschaft der Individuen steigen, Geld als höher verzinsten Termineinlage anzulegen.

Die restlichen Koeffizienten werden als unbedeutend klein geschätzt.

3.5.9. Neunte Gleichung

$$A: \bar{SE}_t = (0,34 \quad 0,15 \quad -0,06 \quad 0,05 \quad -0,92 \quad 0,19 \quad 0,71 \quad 0,02) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \bar{SE}_t = (0,63 \quad 0,15 \quad -0,05 \quad 0,05 \quad -0,74 \quad 0,0 \quad 0,86 \quad 0,03) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \bar{SE}_t = (-0,02 \quad 0,17 \quad -0,04 \quad 0,05 \quad -0,89 \quad 0,17 \quad 0,79 \quad 0,03) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: \bar{SE}_t = (-0,60 \quad 0,14 \quad 0,02 \quad 0,002 \quad -0,66 \quad 0,33 \quad 1,33 \quad 0,03) \cdot \underline{x}_t$$

Der erste und der dritte Koeffizient genügen der Zeitverschiebung nicht.

Die Veränderung der Sichteinlagen erfolgt zum einen durch eine Veränderung des allgemeinen Zinsniveaus und durch die Veränderung der Zentralbankgeldmenge.

Der sechste und der siebte Koeffizient geben den Einfluß der Veränderung der Zentralbankgeldmenge auf die Sichteinlagen an. Erwartungsgemäß geht von einer Erhöhung der Zentralbankgeldmenge ein positiver Effekt auf die Veränderung der Sichteinlagen aus.

Eine Veränderung des Staatsverbrauchs und eine Veränderung des Aktienindex üben einen gegenläufigen Einfluß auf das Zinsniveau aus. Dagegen wirkt der Diskontsatz direkt. Eine Erhöhung des allgemeinen Zinsniveaus vermindert die Höhe der Sichteinlagen, da deren Opportunitätskosten steigen. Die Wirkung der Staatsausgaben und des Aktienindex auf die Sichteinlagen ist somit positiv. Dagegen wirkt der Diskontsatz negativ.

Die Veränderung des vorangegangenen Konsums besitzt nur einen schwachen Einfluß mit dem vierten Koeffizienten auf die Sichteinlagen.

3.5.10. Zehnte Gleichung

$$A: \overline{BGP}_t = (-0,02 \ 0,0 \ -0,01 \ -0,01 \ 0,05 \ -0,01 \ 1,05 \ 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \overline{BGP}_t = (-0,02 \ 0,0 \ -0,004 \ -0,01 \ 0,02 \ 0,0 \ 1,04 \ -0,001) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \overline{BGP}_t = (0,0 \ 0,0 \ -0,02 \ 0,0 \ 0,0 \ -0,05 \ 1,00 \ 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: \overline{BGP}_t = (0,0 \ 0,0 \ -0,02 \ 0,0 \ 0,0 \ -0,05 \ 1,00 \ 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

Die Funktion ist zeitlich stabil.

Das Bargeld im Publikum wird -wie bereits in der Strukturform- fast ausschließlich durch die Veränderung des gesamten Bargeldumlaufs determiniert. Die anderen Variablen erzielen einen nur unbedeutenden Einfluß.

3.5.11. Elfte Gleichung

$$A: \overline{FUB}_t = (0,31 \ -0,01 \ 0,10 \ 0,01 \ -0,84 \ 0,18 \ -0,50 \ -0,01) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \overline{FUB}_t = (0,31 \ 0,0 \ 0,08 \ 0,003 \ -0,36 \ 0,0 \ -0,26 \ 0,02) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \overline{FUB}_t = (-0,01 \ 0,01 \ 0,08 \ 0,004 \ -0,33 \ 0,08 \ -0,28 \ 0,02) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: \overline{FUB}_t = (-0,22 \ -0,01 \ 0,01 \ -0,02 \ -0,20 \ 0,12 \ 0,0 \ 0,01) \cdot \underline{x}_t$$

Das Vorzeichen des ersten, zweiten, vierten und achten Koeffizienten bleibt bei der Zeitverschiebung nicht erhalten.

In der Strukturform wurde die Veränderung der freien Überschußreserven in Prozent des Solls durch die Veränderung des Außenbeitrags und des Zinsniveaus erklärt. Die Vergrößerung des Außenbeitrags führt zu einem Kapitalimport und zu einer Vergrößerung der Währungsreserven. Dadurch steigt die Geldmenge. Falls der zusätzliche Teil kurzfristig nicht verliehen werden kann, steigen die freien Überschußreserven. Der positive dritte Koeffizient entspricht dieser Überlegung.

Steigt dagegen der Diskontsatz, so steigen die Zinsen allgemein. Dadurch steigen auch die Opportunitätskosten der freien Überschußreserven. Aus diesem Grund wird man die freien Überschußreserven reduzieren. Die Veränderung des Diskontsatzes besitzt den fünften, ne-

gativ geschätzten, Koeffizienten.

Dagegen ist die Wirkung der Erhöhung der Zentralbankgeldmenge nicht eindeutig determiniert. Eine Erhöhung der Mindestreserve bei konstanten Reservesätzen läßt die freien Überschußreserven durch den sechsten Koeffizienten ansteigen. Dagegen vermindert eine Erhöhung des Bargeldumlaufs durch den siebten negativen Koeffizienten die freien Überschußreserven.

3.5.12. Zwölfte Gleichung

$$A: \overline{UWP}_t = (0,0 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,39 \ 0,0 \ 2,55 \ 0,0 \ 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \overline{UWP}_t = (0,0 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,40 \ 0,0 \ 2,54 \ 0,0 \ 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \overline{UWP}_t = (0,0 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,40 \ 0,0 \ 2,54 \ 0,0 \ 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: \overline{UWP}_t = (0,0 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,39 \ 0,0 \ 2,56 \ 0,0 \ 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

Da in allen vier Zeiträumen die Veränderung des Wertpapierumlaufs bereits in der Strukturform nur von den beiden vorherbestimmten Variablen Konsum des Vorjahres und Mindestreservesoll bei konstanten Reservesätzen abhängt, enthält die reduzierte Form die gleiche zwölfte Gleichung.

3.5.13. Dreizehnte Gleichung

$$A: \overline{w}_t = (0,0 \ 0,64 \ 0,0 \ 0,19 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

$$B: \overline{w}_t = (0,0 \ 0,64 \ 0,0 \ 0,19 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,0) \cdot \underline{x}_t$$

$$C: \overline{w}_t = (0,0 \ 0,68 \ 0,0 \ 0,18 \ -0,89 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,03) \cdot \underline{x}_t$$

$$D: \overline{w}_t = (-0,32 \ 0,67 \ 0,01 \ 0,18 \ -0,74 \ 0,1 \ 0,0 \ -0,02) \cdot \underline{x}_t$$

Der Lohnsatz auf Stundenbasis hängt in den vier Schätzperioden nur von der zweiten und der vierten vorherbestimmten Variablen ab. In Modell C und D ergeben sich zusätzliche Beziehungen, die aber wegen der fehlenden Konsistenz bezüglich der Zeit nicht weiter betrachtet werden müssen.

Der Tariflohnindex auf Stundenbasis hängt auch in der Strukturform

im wesentlichen nur von der zweiten und der vierten vorherbestimmten Variablen, nämlich der Veränderung des Staatsverbrauchs mit den öffentlichen Investitionen und des vorangegangenen Privaten Konsums, ab. Da die dreizehnte Gleichung der reduzierten Form genauso lautet, braucht sie nicht zusätzlich interpretiert werden.

3.5.14. Zusammenfassung zur reduzierten Form

In der reduzierten Form sollen die Koeffizienten, bei denen das Vorzeichen in den vier Modellen umschlägt, als zweifelhaft angesehen werden. Das Umschlagen bedeutet hier, daß in mindestens einem der vier Modelle das Vorzeichen wechselt. Wird ein Koeffizient Null, so soll er als nicht umgeschlagen gelten. Nach dieser Definition verändern nur 22% der Koeffizienten der reduzierten Form ihr Vorzeichen bei einer Zeitverschiebung. Die restlichen 78% der Koeffizienten schlagen in den vier Modellen nicht um. Dadurch läßt sich auch in der reduzierten Form eine gewisse Konstanz der Koeffizienten bezüglich der Zeit feststellen.

Die reduzierte Form bietet die Möglichkeit der Überprüfung der Vorzeichen der geschätzten Koeffizienten, um alle Zwischenbeziehungen des Modells zu untersuchen. Die Vorzeichen der zeitlich konstanten Koeffizienten wurden im vorangegangenen auch ökonomisch interpretiert. Dabei wurde festgestellt, daß diese Koeffizienten aus volkswirtschaftlicher Sicht mit einer weiten Argumentation angenommen werden können.

3.6. Prüfung der Annahme des Modells nach der Erweiterten Schrittweisen Regression für den Ansatz mit den Differenzen

Zwar besteht ein grundsätzlicher Unterschied in der Vorgehensweise und im Aufbau des hier aufgestellten Modells zu den bisherigen volkswirtschaftlich orientierten ökonometrischen Modellen.

Jedoch kann man den Erklärungswert des neuen Modells nicht von der Hand weisen. Sowohl die Koeffizienten der Strukturform, als auch die Koeffizienten der reduzierten Form enthalten sinnvolle volkswirtschaftliche Zusammenhänge. Die Zusammenhänge sind aber stark vom Stichprobenzeitraum geprägt. Hier liegt die Gefahr bei der bloßen Anwendung der aufgezeigten Methode. Nicht zuletzt aus diesem Grund muß man versuchen, das Modell ökonomisch zu interpretieren. Eine zweite Sicherung gegen den zeitlichen Bezug liegt in der notwendigen Variation des Stichprobenzeitraums. Auch hierfür ergaben sich akzeptable Ergebnisse.

Aus diesen Gründen soll das entstandene Modell nicht verworfen werden. Es wird vielmehr vorläufig akzeptiert.

3.7. Ex ante Prognose mit dem Modell für den Ansatz mit den Differenzen für das Jahr 1975

Das Jahr 1975 liegt außerhalb des verwendeten Schätzzeitraums. Deshalb kann man bei einer Prognose für 1975 von einer ex ante Prognose sprechen. Die Prognose der 13 endogenen Variablen im Jahr 1975 ist von den Realisationen der vorherbestimmten Variablen abhängig. Bei den Daten der exogenen Variablen handelt es sich um vorläufige Ergebnisse. Sie sind also mit einer gewissen Ungenauigkeit behaftet. Unter dieser Annahme wurden für die vorherbestimmten Variablen folgende Werte gefunden:

Var: con SVI Ex-Im C_{t-1} i^D MR BGU FAZ
Wert: 1,0 265,0 25,0 534,2 4,51 52,8 60,55 240,41

Falls diese Realisationen der vorherbestimmten Variablen gelten, ergibt sich als Prognose für die endogenen Variablen, die den tatsächlichen Realisationen gegenübergestellt werden:

Variable	Prognose für 1975	tatsächlicher Wert
BSP ^{real}	640,1	574,8
C	592,2	577,7
S	104,4	110,9
I	226,9	175,1
π	11,2	6,1
r^W	9,1	8,6
i^{3M}	5,3	5,0
TE	125,2	100,9
SE	122,7	126,8
BGP	56,5	56,5
FÜB	0,1	1,3
UWP	294,9	316,9
w	291,7	291,5

Bei der Prognose der endogenen Variablen fällt zuerst die prognostizierte Zunahme des realen Bruttosozialprodukts von 595 auf 640 Mrd DM auf. Tatsächlich hat sich das reale Volkseinkommen im Jahr 1975 um ca. 3% vermindert. Diese falsche Prognose lieferten aber auch die großen ökonometrischen Modelle. Im Verbund hiermit werden auch die Investitionen als zu groß prognostiziert.

Dagegen liefert das Modell eine brauchbare Prognose für den Privaten Konsum und das Private Sparen.

Überschätzt wird auch die Inflationsrate. Die Wertpapierrendite und der Zinssatz für Dreimonatsgeld werden gut getroffen.

Die Verminderung der Termineinlagen auf 100 Mrd. DM wird noch nicht nachvollzogen. Jedoch wird das starke Ansteigen der Sichteinlagen vorhergesagt. Das Bargeld im Publikum wird durch die starke Abhängigkeit vom Bargeldumlauf fast exakt vorausgesagt. Die freien Überschußreserven in Prozenten vom Reservesoll werden stark unterschätzt, da sich insbesondere der Außenbeitrag um mehr als ein Drittel verringert hat.

Für den Umlauf an Wertpapieren wird zwar eine Erhöhung um 10 Prozent angegeben. Die Erhöhung um 18 % erwartete das Modell jedoch nicht. Als letztes wird der Tariflohnindex fast ohne Abweichung vorhergesagt.

Zusammenfassend gilt für die Prognosen aufgrund des untersuchten Modells, daß sie die tatsächliche Entwicklung in einem Jahr der allgemeinen Unsicherheit, in dem zum ersten Mal seit 1949 das reale Volkseinkommen zum ersten Mal stärker gesunken ist, gut vorhergesagt haben.

Dieses Ergebnis war von Anfang an das Ziel der Modellkonstruktion. Es hat jedoch die gesetzten Erwartungen weit übertroffen, wenn man bedenkt, daß das Modell vollständig ohne a priori Information über die Verknüpfungen zwischen den ökonomischen Variablen zustande gekommen ist.

3.8. Zusammenfassung zum empirischen Modellaufbau nach der Erweiterten Schrittweisen Regression

Im diesem Abschnitt sind die Schwierigkeiten geklärt worden, die entstehen, wenn man das theoretische Modell der Erweiterten Schrittweisen Regression auf eine volkswirtschaftliche Problemstellung anwendet. Wenn das interdependente Modell aufgestellt ist, dann ist es unerlässlich, die Gleichungen der Struktur- und der reduzierten Form auch ökonomisch zu interpretieren. Nur so geht man sicher, daß das interdependente Modell keine Nonsense - Regressionsbeziehungen enthält.

Schließlich erscheint es ebenfalls unmöglich, das Modell zu akzeptieren, ohne eine ex-ante Prognose für die endogenen Variablen zu einem Zeitpunkt außerhalb der Schätzperiode zu geben. Das gesamte Modell ist erst dann vertretbar, wenn auch diese Prognose brauchbar erscheint.

4. Abschluß

In der Ökonometrie existiert bis jetzt noch keine objektive Theorie über das Erstellen eines simultanen linearen Modells.

In der vorangegangenen Arbeit wurde versucht, einen Modellansatz nach der Erweiterten Schrittweisen Regression zu geben. Dieses Verfahren schätzt die Modellstruktur gleichungsweise und liefert konsistente Schätzwerte. Den erhaltenen Modellansatz kann man ökonomisch interpretieren. Wie bei einem normalen interdependenten Modell kann man die endogenen Variablen in einer beliebigen Periode in Abhängigkeit von den Realisationen der vorherbestimmten Variablen prognostizieren. Der neue Modellansatz ist nicht auf volkswirtschaftliche Strukturmodelle beschränkt. Es können vielmehr Modelle aus allen wirtschaftlichen Bereichen mit geeigneten Zeitreihen erstellt werden.

Literaturverzeichnis:

- Basmann, R.L.: Letter to the Editor, *Econometrica* 30 (1962), S.824 ff
- Brehmer, E.: Struktur und Funktionsweise des Geldmarktes der Bundesrepublik Deutschland seit 1948, 2.Aufl., Tübingen 1964
- Brown, T.M.: Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior, *Econometrica* 20 (1952), S.355 ff.
- Christ, C.F.: *Econometric Models and Methods*, New York u.a. 1966
- Deutsche Bundesbank: Zentralbankgeldmenge und freie Liquiditätsreserven der Banken, *Monatsberichte der DB* 7, 1974 S.14 ff
- Aufbau und Ergebnisse des ökonometrischen Modells der Deutschen Bundesbank, *Monatsberichte der DB* 5, 1975 S.28 ff.
- Festlegung eines monetären Wachstumsziels für 1976, *Monatsberichte der DB* 1, 1976 S.5 ff.
- Dhrymes, P.J.: *Econometrics*, New York u.a. 1970
- Draper, N. und Smith, H.: *Applied Regression Analysis*, New York u.a. 1966
- Efroymson, M.A.: Multiple Regression Analysis, in: *Mathematical Methods for Digital Computers*, Hrsg.: Ralston, A. und Wilf, H.S., New York u.a. 1960
- Froyen, R.T.: A Test of the Endogeneity of Monetary Policy, *Journal of Econometrics* 2 (1974), S.184 ff.
- Hald, A.: *Statistical Theory with Engineering Applications*, 6.Aufl., New York u.a. 1965
- Hansen, G.: Ein ökonometrisches Modell für die Bundesrepublik 1951-1964, Göttingen 1967
- Heinhold, J. und Gaede, K.W.: *Ingenieur-Statistik*, 2.Aufl., München u.a. 1968
- Issing, O.: *Einführung in die Geldtheorie*, Heidelberg 1974
- Johnston, J.: *Econometric Methods*, 2.Aufl., Tokyo u.a. 1972
- Kabe, D.G.: Stepwise Multivariate Linear Regression, *Journal of the American Statistical Association* 58 (1963), S.770 ff.

- Klein, L.R.: A Textbook of Econometrics, 2. Aufl., Englewood Cliffs 1974
- Kmenta, J.: Elements of Econometrics, New York u.a. 1971
- Koutsoyiannis, A.: Theory of Econometrics, London u.a. 1973
- Krelle, W. u.a.: Ein Prognosesystem für die wirtschaftliche Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland, Meisenheim am Glan 1969
- Krelle, W.: Erfahrungen mit einem ökonometrischen Prognosemodell für die Bundesrepublik Deutschland, Meisenheim am Glan 1974
- Laufer, N.K.A.: Zur Anwendung der zweistufigen Methode der Kleinsten Quadrate, Allgemeines Statistisches Archiv 57(1973), S.357 ff.
- Meyer, M. u.a.: Mathematische Planungsverfahren I, Essen 1973
- Nerlove, M.: A Tabular Survey of Macro-Econometric Models, International Economic Review 2 (1966), S.127 ff.
- Neumann, M.: Theoretische Volkswirtschaftslehre 1, Heidelberg 1973
- Nicholson, R.J. und Topham, N.: Step-wise Regression and Principal Components Analysis in Estimating a Relationship in an Econometric Model, The Manchester School 1973, S.187 ff.
- Raabe, K.H.: Gesamtwirtschaftliche Prognosen und Projektionen als Hilfsmittel der Wirtschaftspolitik in der BRD, Allgemeines Statistisches Archiv 58 (1974), S.1 ff.
- Schneeweiß, H.: Ökonometrie, 2. Aufl, Würzburg u.a. 1974
- Slater, L.J.: More Fortran Programs for Economists, Cambridge 1972
- Theil, H.: Applied Economic Forecasting, Amsterdam 1971
- ders.: Principles of Econometrics, New York u.a. 1971
- Überla, K.: Faktorenanalyse, 2. Aufl., Berlin u.a. 1971
- van der Werf, D.: Die Wirtschaft der BRD in 15 Gleichungen, Tübingen 1972
- Wonnacott, R.J. und Wonnacott, T.H.: Econometrics, New York u.a. 1966

Verwendete statistische Quellen:

Deutsche Bundesbank (Hrsg.)	Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, erscheint monatlich
Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.)	Vierteljährliche volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, Berlin 1974
Frankfurter Allgemeine Zeitung	erscheint täglich
Statistisches Bundesamt (Hrsg.)	Statistisches Jahrbuch Stuttgart und Mainz, erscheint jährlich

Helmut Rehm

Lebenslauf:

30.12.1951	Geboren in Thiersheim
1958 - 1962	Volksschule in Nürnberg
1962 - 1970	Gymnasium in Nürnberg
17.6.1970	Reifeprüfung
1970 - 1976	Studium der Volks- und der Betriebswirtschaftslehre an dem Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften der Universität Erlangen - Nürnberg
1.5.1971-31.3.1973	Studentische Hilfskraft am Betriebswirtschaftlichen Institut, Lehrstuhl Prof.Dr.M.Meyer
1.11.1971-31.7.1972	Tutor am Institut für Statistik, Lehrstuhl Prof.Dr. H.Schneeberger
1.5.1973-31.10.1973	Studentische Hilfskraft am Institut für Statistik, Lehrstuhl Prof.Dr. H.Schneeberger
7.11.1973	Examen als Diplom-Kaufmann abgelegt
seit 1.11.1973	Wissenschaftlicher Assistent am Institut für Statistik bei Prof.Dr. H.Schneeberger
25.5.1974	Examen als Diplom-Volkswirt abgelegt
9.11.1976	Promotion zum Dr.rer.pol.

